

sous la direction de

Fouzi
MOURJI

Bernard
DECALUWÉ

Patrick
PLANE

Le Développement face à la Pauvreté

*Réseau analyse économique
et développement*

Le Développement face à la Pauvreté

© Ed. ECONOMICA, 2006

Tous droits de reproduction, de traduction, d'adaptation et d'exécution réservés pour tous les pays.

Cette édition est publiée conjointement par

Economica

49, rue Héricart

75015 Paris, France

ISBN 2-7178-5103-8

l'Agence universitaire de la Francophonie

4, place de la Sorbonne

75005 Paris, France

www.auf.org/info@auf.org

et le **Centre de recherches pour le développement international**

BP 8500

Ottawa, Ontario K1G 3H9, Canada

www.crdi.ca/pub@idrc.ca

ISBN 1-55250-222-8 (édition électronique)

sous la direction de

Fouzi
MOURJI

Bernard
DECALUWÉ

Patrick
PLANE

Le Développement face à la Pauvreté

*Réseau analyse économique
et développement*

IDRC  CRDI


AUF

 ECONOMICA

49, rue Héricart, 75015 Paris

Liste des auteurs

- Touhami Abdelkhalek, Institut National de Statistique et d'Économie Appliquée (INSEA), Rabat et Réseau Politiques Économiques et Pauvreté (PEP), Université Laval, Québec
- Léandre Bassolé, Centre de Recherche pour le Développement International (CERDI), CNRS, Université d'Auvergne
- Sami Bibi, Centre Interuniversitaire sur le Risque, les Politiques Économiques et l'Emploi (CIRPÉE), Réseau PEP et Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Université de Tunis
- Mohammed Bougroum, Centre de Recherche en Économie Quantitative (CREQ), Université Cadi Ayyad, Marrakech
- Florent Bresson, CERDI, CNRS, Université d'Auvergne
- Jean-Pierre Cling, Développement, Institutions et Analyses de Long terme (DIAL), Paris
- John Cockburn, CIRPÉE, Réseau PEP et Département d'Économie, Université Laval, Québec
- Anyck Dauphin, CIRPÉE et Centre de Recherches pour le Développement International (CRDI), Ottawa, Canada
- Bernard Decaluwé, CIRPÉE, Réseau PEP et Département d'Économie, Université Laval, Québec
- Benoît Dostie, Hautes Études Commerciales HEC, Montréal, Québec
- Jean-Yves Duclos, CIRPÉE, Réseau PEP et Département d'Économie, Université Laval, Québec
- Samuel Fambon, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FSEG), Université de Yaoundé II, Cameroun
- Ismaël Fofana, CIRPÉE, Réseau PEP, Université Laval, Québec
- Bernard Fortin, CIRPÉE et Département d'Économie, Université Laval, Québec
- Marie Godquin, TEAM, Université de Paris I – Panthéon Sorbonne, et CNRS, France
- Flore Gubert, IRD-Paris, DIAL
- Sylviane Guillaumont Jeanneney, CERDI, CNRS, Université d'Auvergne
- Aomar Ibourk, CREQ, Université Cadi Ayyad, Marrakech, Maroc
- Kangni Kpodar, CERDI, CNRS, Université d'Auvergne
- Guy Lacroix, CIRPÉE et Département d'Économie, Université Laval, Québec
- Fouzi Mourji, LASAARE, Université Hassan II, Rabat
- Robert Nkendah, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion Appliquée (FSEGA), Université de Douala, Cameroun
- Valère Nkelzok, Département de Philosophie-Sociologie, Faculté des Lettres et des Sciences humaines, Université de Douala, Cameroun
- Joachim Nyemeck Binam, Institut de Recherche Agricole pour le Développement (IRAD/ASB), Yaoundé, Cameroun
- Patrick Plane, CERDI, CNRS, Université d'Auvergne
- Mireille Razafindrakoto, DIAL, IRD
- François Roubaud, DIAL, IRD-Paris
- Désiré Vencatachellum, Hautes Études Commerciales HEC, Montréal, Québec
- Philippe de Vreyer, Université de Lille II, DIAL

CHAPITRE INTRODUCTIF

**DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE,
CROISSANCE ET RÉDUCTION
DE LA PAUVRETÉ :
ARBITRAGE OU SYNERGIES ?**

Fouzi Mourji

LASAARE, Université Hassan II

Bernard Decaluwé

CIRPEE, Université Laval Québec

Patrick Plane

CERDI-CNRS, Université d'Auvergne

PRÉAMBULE

Les articles présentés dans cet ouvrage et dont nous situons la portée dans ce chapitre introductif proviennent d'une sélection de communications présentées aux Sixièmes journées scientifiques du réseau « Analyse Économique et Développement » de l'Agence Universitaire de la Francophonie. Plusieurs contributions à cet ouvrage sont en même temps le fruit de projets de recherche appuyés par le réseau PEP « Politique Économique et Pauvreté ». Ces journées, qui avaient pour thème central : « Le financement du développement et la réduction de la pauvreté », se sont déroulées à Marrakech en mars 2004. Outre l'AUF, ces journées ont bénéficié de l'appui financier, matériel et logistique de la Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales de l'Université Hassan II-Casablanca, de la compagnie d'aviation Royal Air Maroc, et du Centre de Recherche pour le Développement International CRDI-Canada. La production de cet ouvrage n'aurait pas été possible sans l'appui financier de l'AUF et du CRDI-Canada.

*
* * *

L'étude des inégalités et de la pauvreté dans leur rapport à la croissance économique a toujours tenu une place éminente dans les recherches afférentes à l'économie du développement. Jusqu'au début des années quatre-vingt, sous l'influence des travaux de Kuznets (1955), les pionniers de la discipline mettaient ces variables dans une relation quasi-déterministe. La relation croissance-pauvreté s'illustrait par la

célèbre courbe en « U » inversé. Au premier stade du développement, les inégalités s'aggravent avec la diversification des activités et le dualisme économique qui en résulte, avec les mouvements de population active du secteur primaire vers le secteur secondaire. Au second stade, la relation se stabilise, puis les inégalités finissent par décliner sous l'influence notamment des politiques de redistribution publique et des transferts de ressources productives conduisant à une égalisation intersectorielle des rémunérations des facteurs de production. Pour les pays encore faiblement développés, les inégalités de revenu seraient donc une conséquence de l'accélération de la croissance, une liaison qui est aujourd'hui contestée à la fois au niveau de la relation causale et du signe même de l'influence attendue.

Pour certains analystes, la démonstration de la relation de Kuznets ne tiendrait d'ailleurs qu'à la condition de contrôler économétriquement pour la corrélation pouvant exister avec d'autres variables ayant un impact significatif sur la croissance ou la distribution des revenus. Fishlow (1995) a, par exemple, mis en avant les distorsions d'allocation des ressources résultant du protectionnisme commercial. Plus grave de conséquences, et sur un terrain microéconomique, certains auteurs ont fait valoir l'idée qu'il serait difficile d'entrer efficacement dans un processus de diversification manufacturière sans l'acceptation d'une certaine concentration préalable des richesses. Cette concentration serait en quelque sorte une condition de l'accumulation du capital pour supporter les coûts fixes et irrécupérables résultant de l'innovation. Sous cette hypothèse, les variables sont dans un rapport de causalité inverse de celui postulé par Kuznets. La même démarche est implicite dans les modèles microéconomiques mettant l'accent sur les incitations. Refuser l'inégalité dans la distribution des revenus, c'est inévitablement donner prise à des phénomènes de hasard moral qui sont d'autant plus importants que l'effort du travailleur est plus difficile à mesurer.

L'acceptation des inégalités est-elle pour autant sans limites ? La littérature a récemment donné du relief à l'idée que de trop grandes inégalités pouvaient être un vecteur d'instabilités politiques et sociales, un facteur d'affaiblissement des incitations à investir et conduire à une mauvaise allocation des ressources réduisant ainsi la croissance à long terme. Dans ce registre d'influences, des auteurs ont suggéré que de fortes inégalités seraient un facteur d'inhibition dans l'accès au crédit. Les agents dépourvus de garanties se trouveraient en effet dans l'impossibilité d'accéder au système bancaire et de financer des projets potentiellement rentables, au détriment de leur propre bien être, mais aussi de celui de l'ensemble de la collectivité. La relation entre les inégalités et la croissance économique serait donc tout aussi complexe que le suggérait le modèle de Kuznets, mais avec des phénomènes d'endogénéité des variables et des mécanismes de transmission de leurs effets beaucoup plus variés que ceux sur lesquels les économistes ont

initialement porté leur attention. Face à ce qui ressemble fort à une indétermination des modèles théoriques et leurs applications sur données transversales ou de panel, Ravi Kanbur et Lyn Squire (1999), parmi tant d'autres auteurs, invitent à promouvoir une croissance capable de limiter les implications inégalitaires qu'elle peut engendrer de la croissance par adoption de mesures « pro-pauvres ».

La relation entre la croissance économique et la pauvreté est sans doute moins incertaine que celle avec les inégalités. La dynamique Chinoise accepte assez largement cette hypothèse. La forte croissance, au rythme de 10 % par an sur la dernière décennie, a conduit à marquer une réelle avancée en matière de recul de la pauvreté. Le Tableau ci-dessous, que l'on emprunte à Chen et Wang (2001), montre qu'ici, en une dizaine d'années, le pourcentage de la population vivant en dessous du seuil de un dollar par habitant a diminué de moitié, passant de 31,5 % en 1990 à 17,4 % en 1999. Cette évolution est cependant contrastée quand on introduit la dimension spatiale, notamment la dualité géographique entre les villes et les campagnes. En effet, si dans les deux cas l'extrême pauvreté a diminué dans des proportions voisines sur la période, en ville, le phénomène a quasiment disparu tandis que dans les campagnes, il concerne encore près d'un chinois sur quatre.

Pauvreté et inégalités en Chine (% sur la période 1990-1999)

<i>Pauvreté (moins d'un dollar par jour)</i>	<i>1990</i>	<i>1999</i>
Campagnes	42,5	24,9
Villes	1	0,5
Chine	31,5	17,4
<i>Indice de Gini (inégalités)</i>	<i>1990</i>	<i>1999</i>
Campagnes	30	34
Villes	23	30
Chine	35	42

Source : Chen et Wang (2001).

Quoi qu'il en soit, alors que ces évolutions ont été favorables dans les deux cas, la partie basse du tableau établit que le recul de la pauvreté s'est conjugué avec un creusement des inégalités. Mesurée par l'indice de Gini, celles-ci ont progressé de 7 points d'indice dans les villes où la dynamique de croissance a été la plus forte, et de 4 points dans les campagnes où la croissance a été de moindre intensité. Au total, les inégalités se sont donc accrues, mais avec une diminution de la pauvreté. Cet accroissement spectaculaire des inégalités est particulièrement préoccupant, car par sa nouveauté, l'apparition d'inégalités criantes pourra devenir la cause de tensions importantes entre les couches sociales

conduisant éventuellement à une réduction du rythme de la croissance globale de l'économie. Le rôle de la mondialisation dans cette double évolution est incontestable, laissant cependant dans l'ambiguïté la réponse à cette importante question : la pauvreté aurait-elle pu régresser sans une certaine tolérance aux inégalités ? Il y a là matière à une profonde réflexion à laquelle ni les États ni les organisations internationales ne peuvent se soustraire.

Peut-on au moins dire que la croissance du produit intérieur brut constitue une « assurance » contre la pauvreté ? Si à long terme la chose est entendue, la présence d'effets de seuil n'est pas à écarter comme en témoigne un assez grand nombre de pays africains à croissance lente, ouvrant potentiellement la voie à l'existence de « trappes de pauvreté ». En Ouganda, la croissance de près de 4 % par an sur la dernière décennie n'a pas engendré de baisse significative de la pauvreté ou de la mortalité infantile. Situé dans le voisinage du taux de croissance de la population, ce taux suggère qu'au niveau d'une stabilisation du produit moyen par tête, le recul de la pauvreté est hypothétique, contingent aux inégalités de distribution qui pourront exclure les pauvres de toute augmentation de bien être. Au Bénin, les années de croissance se sont même conjuguées avec une progression du nombre de pauvres, ce qui constitue en partie l'explication de la mauvaise évaluation de la gouvernance telle qu'appréciée par le CPIA de la Banque mondiale.

À regarder les choses plus globalement, les chiffres produits par la CNUCED (2002) suggèrent qu'entre 1995 et 1999, la moitié de la population des 49 pays les moins avancés vivait avec moins de un dollar par jour, les quatre cinquièmes avec 2 dollars. Dans 14 de ces pays où la croissance du produit par tête a augmenté, la pauvreté a toutefois diminué, mais dans des proportions généralement limitées. Pour des taux de croissance économique relativement faibles, il est donc difficile de satisfaire les impatiences de la communauté internationale en matière de réduction du nombre de déshérités. Il faut promouvoir une politique de redistribution (cf. Bourguignon, 2002), ce vers quoi se sont récemment orientés les États avec la finalisation de Cadres Stratégiques de Lutte contre la Pauvreté (CSLP), généralement en accompagnement de remises de dettes publiques au titre du mécanisme relatif aux Pays Pauvres et Très Endettés (PPTE).

Dans la perspective des CSLP, la réduction de la pauvreté répond à une démarche politique volontariste allant au-delà des logiques spontanées de *trickle down* dont étaient imprégnés les programmes d'ajustement structurel. Entre 1979 et la fin du millénaire, la plupart des pays en développement ont fait l'expérience de politiques de caractère standard autour du rétablissement des équilibres macro-économiques et financiers internes et externes, par la correction des distorsions de prix, et par la mise en œuvre de réformes budgétaires et sectorielles. Ces politiques du « consensus de Washington », pour reprendre l'expression

attribuée à John Williamson (1990), privilégiaient le retour à la croissance par la restauration des grands équilibres internes et externes, par l'assainissement des finances publiques, par l'ouverture commerciale sur fond de libéralisation des échanges internationaux et ajustements de taux de change et par la déréglementation et la sécurisation des droits de propriété. Ces politiques demeuraient toutefois en retrait des problématiques de réduction de la pauvreté autrement que par la redistribution des villes vers les campagnes par le jeu des prix relatifs et le biais de réformes des filières agricoles. Ce genre d'approche, sans avoir démerité, n'a pas répondu aux attentes des États et de leur population.

Certes, le processus de rééquilibrage financier a produit des effets à la fois tangibles et bénéfiques, mais avec une faible reprise de la croissance de la production conduisant dans certains cas à une lente érosion de la pauvreté et dans d'autres, à son exacerbation. Le consensus de Washington « augmenté » des réformes institutionnelles et de l'action en faveur de la bonne gouvernance n'a pas eu davantage d'impact décisif sur la dynamique du développement (cf. Rodrik, 2001). La boîte à outils de l'économiste du développement ne s'est élargie qu'à la marge, grâce à une meilleure prise en compte des institutions de l'économie de marché à travers l'attention portée au cadre juridique, au mécanisme de réglementation du système financier et des situations imparfaitement concurrentielles. La prudence a également gagné les esprits en matière de libéralisation, notamment en ce qui concerne les mouvements de capitaux à la suite des graves crises de change de la fin des années quatre-vingt-dix. Toutefois, rien n'a été ajouté quant à la lutte frontale contre le phénomène de pauvreté. Or, la croissance économique n'est pas une mesure suffisante de l'évolution du bien être social. Elle ignore les phénomènes de distribution dont les implications sont très variables pour les pauvres. Et Rodrik (2001) de soutenir qu'en aidant les déshérités, on donne corps à la meilleure des stratégies en matière d'augmentation du niveau de revenu moyen par habitant. Car la diminution de la pauvreté resserre l'écart entre les coûts sociaux et privés, et maximise les « *capabilities* » dans une perspective de développement durable. Il fallait donc dépasser les logiques du consensus de Washington, et compter sur des initiatives dont les effets sur la réduction de la pauvreté faisaient désormais figure de priorité de l'action publique.

Les Cadres Stratégiques de Lutte contre la Pauvreté (CSLP) ont innové en ce sens dans le contenu et dans la conception des programmes macroéconomiques. L'action contre la pauvreté s'y dessine notamment en termes d'une réflexion et d'une action collectives largement ouvertes à la participation de la société civile. Dans des pays en développement où les principes de la démocratie pluraliste sont fraîchement installés, où la mutation de la démocratie formelle en démocratie réelle constitue encore un passage délicat avec des populations majoritairement anal-

phabètes, la concertation avec les associations représentatives permet de donner de la « voix » aux pauvres. Elle facilite la prise de parole et leur *empowerment*, la tenue des engagements publics de nature à améliorer le bien être des populations déshéritées.

Non sans relation avec les travaux initiaux de Mancur Olson (1966), le coût de l'action collective est ainsi réduit par la participation directe de ceux qui sont organisés et capables de révéler les préférences des pauvres. La démarche intellectuelle est donc très différente de celle qui présidait à l'élaboration des programmes de stabilisation et d'ajustement structurel où les États subissaient plus qu'ils ne construisaient leur agenda de réformes, où les populations étaient davantage pensées comme sujets de l'ajustement que comme acteurs de leur propre développement. Les difficultés à promouvoir cette nouvelle et ambitieuse politique ne sont pas minces. La stratégie va incontestablement dans le sens d'un dépassement du *trickle-down*, d'une représentation de la pauvreté comme un appendice, une conséquence de la croissance réalisée plus qu'une démarche politiquement délibérée. L'élévation mécanique du produit par tête ne peut suffire à elle seule. Avec ou sans croissance, la pauvreté est désormais au cœur des préoccupations communes. Mais de quelle pauvreté parle-t-on dans la mesure où le champ sémantique du concept est très étendu avec tous les risques de résultats contradictoires inhérents à cette polysémie ?

Au premier abord, la pauvreté est souvent perçue, du moins parmi les économistes, dans sa manifestation monétaire « absolue » à travers un revenu permettant de satisfaire un niveau minimal de consommation. Ce revenu varie avec l'évolution des prix du panier de biens et sa transformation, et à plus long terme, dans une logique de pauvreté « relative », avec les habitudes sociales, le niveau de vie minimal considéré comme socialement acceptable dans le pays. Le prolongement international de la mesure de la pauvreté « absolue » conduit à mettre l'accent sur des seuils en dollars, qui frappent à la fois l'imagination, tout en correspondant à un niveau de couverture minimale des besoins de l'Homme. On a mentionné plus haut les seuils d'un ou deux dollars par jour et par habitant, mais il est bien évident qu'il ne suffit pas de connaître l'incidence de la pauvreté, encore faut-il être en mesure de juger du degré de privation des plus pauvres. Dans cet esprit, les indices FGT (du nom des auteurs Foster-Greek et Thorbecke) sont couramment utilisés afin de mesurer la profondeur et la sévérité de la pauvreté (voir par exemple les contributions de S. Bibi et J.-Y. Duclos et celle de S. Fambon dans cet ouvrage). Nécessaires pour mieux saisir l'ampleur du problème, ces indices sont aussi utiles pour mesurer l'efficacité des politiques publiques de lutte contre la pauvreté. Par exemple, si l'on se limitait à choisir comme seul critère la réduction du nombre absolu de pauvres dans une collectivité, les politiques les plus efficaces seraient celles qui visent les ménages situés au voisinage du seuil de pauvreté

sans égard à ceux qui se trouvent dans une situation plus critique. L'utilisation de mesures plus sophistiquées est donc nécessaire si l'on ne veut pas réduire les préoccupations de politiques économiques à leur expression la plus simple, voire la plus simpliste. Il en est d'ailleurs de même pour les comparaisons internationales où la fixation de seuils arbitraires du type un ou deux dollars par jour et par habitant est dépourvue de sens.

Dire que la pauvreté est un phénomène multidimensionnel est devenu, depuis le début du nouveau millénaire, une trivialité que la majorité des économistes ont acceptée de reconnaître, du moins en théorie. En pratique, la majorité des études appliquées utilisent un indicateur unidimensionnel pour juger du niveau de bien-être des individus ou des ménages dans une population. Certes, il existe des tentatives pour tenir compte de dimensions multiples pour mesurer le bien-être : revenu, consommation calorique, espérance de vie, niveau d'éducation, accès à l'eau potable, etc. Mais la plupart des méthodes disponibles se réduisent invariablement à agréger avec des pondérations *ad hoc*, les différents indicateurs en un seul indice synthétique revenant ainsi à une analyse unidimensionnelle. L'exemple le plus connu est certainement l'Indicateur de Développement Humain (IDH) proposé par le PNUD en 1990 qui utilise une moyenne pondérée de l'espérance de vie à la naissance, du niveau d'éducation et du PNB par habitant comme mesure du bien-être d'une population. Tous ces indicateurs impliquent nécessairement le choix de règles d'agrégation et de pondération qui, en définitive, sont nécessairement arbitraires. Ainsi deux règles d'agrégation différentes peuvent conduire à des conclusions contradictoires quant au degré de privation de bien-être de groupes particuliers de la population. A notre connaissance, peu de travaux ont été réalisés dans ce domaine et on peut penser que c'est dans cette direction que se continueront les efforts comme en fait foi le travail récent de J.-Y. Duclos, D. Sahn et S. Younger (2005).

La pauvreté peut aussi se mesurer en mettant en avant non plus seulement les biens et les ressources monétaires, mais également les « *capabilities* » et libertés, autrement dit, les caractéristiques individuelles et sociales sur la base desquelles se construit la personne. En faisant référence aux travaux d'Amartya Sen (1999), l'important est que les individus soient libres de choisir le mode de vie qu'ils ont de bonnes raisons d'apprécier. Ce qu'il s'agit de distribuer de façon équitable, ce ne sont pas seulement les biens matériels, mais surtout les « *capabilities* » permettant de développer des modes de fonctionnement (*functionings*) humains fondamentaux pour promouvoir une vie digne et sensée.

C'est incontestablement dans ces directions que s'oriente la réflexion actuelle des économistes. De même c'est autour des préoccupations relatives aux multiples dimensions de la pauvreté qu'a été conçu le

contenu social des DSRP, qui retient aujourd'hui l'attention de la communauté mondiale à travers les objectifs du millénaire (ODM).

Les acteurs du développement, au premier rang desquels les responsables politiques, ont en effet pris date. À l'horizon 2015 et sur la base des données de référence de 1990, huit objectifs devront être atteints qu'il convient de rappeler :

- 1) la réduction de l'extrême pauvreté avec une diminution de moitié de la proportion des individus vivant avec moins d'un dollar par jour et souffrant de la faim ;
- 2) l'éducation primaire pour tous ;
- 3) la promotion de l'égalité des sexes et de l'autonomisation des femmes ;
- 4) la baisse dans la proportion des deux tiers du taux de mortalité des enfants de moins de cinq ans ;
- 5) la diminution des trois quarts du taux de mortalité maternelle ;
- 6) l'inversion de la tendance du VIH/SIDA ;
- 7) la promotion d'un développement écologiquement viable avec notamment la contraction de moitié du pourcentage de la population n'ayant pas accès à l'eau potable ;
- 8) *last, but not least*, la mise en place d'un partenariat mondial pour le développement impliquant l'élargissement des flux d'aide publique.

Le rendez-vous sur ces ODM est donc pris avec un engagement politique volontariste qui passe par le souci d'atteindre les cibles indépendamment du niveau de la croissance économique. Lutte contre la pauvreté et croissance du PIB sont donc dans un rapport de priorité inversé en regard de ce que supposait la thèse du « *trickle down* ». La seconde facilite la réalisation des ODM, mais de manière non exclusive dans la mesure où les logiques redistributives internes et l'aide publique extérieure concourent aussi à ce résultat. La croissance économique n'est que le moyen principal du recul de la pauvreté. La Banque mondiale rappelle, dans deux des trois derniers Rapports sur le Développement dans le Monde, que la dynamique du système productif ne doit pas masquer la capacité d'agir sur le phénomène de la pauvreté et de l'iniquité dans la distribution des richesses. Dans le rapport de 2006, cette institution internationale propose une réflexion courageuse sur le phénomène et nous invite à (ré)examiner la relation complexe entre l'équité et le développement économique. Elle souligne en particulier qu'il ne faut pas confondre inégalités des chances et inégalités des résultats, car ces derniers dépendent aussi, en dernier ressort, des initiatives de chacun. L'adage « Aide toi et le ciel t'aidera » fonctionnerait pourvu que le « ciel » donne une chance égale à tous.

Le thème de l'équité auquel il est fait référence dans ce rapport emprunte beaucoup à la notion de « *capabilities* » de Sen. En d'autres termes, les inégalités de revenus sont acceptables dès lors qu'elles se fondent sur l'effort et les talents dans un contexte institutionnel garantissant l'accès universel aux mêmes possibilités d'épanouissement. Plutôt que de corriger les inégalités par une ponction désincitative sur le résultat, par une taxation des revenus par exemple, il faut donc créer les conditions *ex-ante* d'un résultat potentiellement accessible à tous, sans discrimination de genre, de couleur ou d'implantation géographique, sans influence décisive du revenu initial de la famille, ni du groupe social ou ethnique d'appartenance de l'individu. Les inégalités insupportables sont celles qui suscitent les inégalités des « chances », qui enracinent des comportements de rentes, des barrières à l'entrée et autres passe-droits excluant le plus grand nombre. La « nouvelle philosophie » de la lutte contre la pauvreté est donc celle de l'« égalité des chances » où chacun a la possibilité d'acquérir les mêmes moyens qui le conduira éventuellement au succès économique, de s'engager dans la vie publique en espérant le même rendement que tout autre pour un effort comparable. Cette mobilisation requiert souvent de profonds changements de politique publique, de s'investir dans les domaines de la formation du capital humain (éducation et santé), de l'accès au financement pour l'investissement productif dans des univers de marchés imparfaits et de rationnement du crédit.

En ce début de millénaire, vaincre la pauvreté est devenue l'affaire d'une mobilisation générale de la communauté internationale. Cette volonté s'est affirmée à l'occasion des réunions de Monterrey, Doha ou Johannesburg. La réalisation de ces objectifs en matière de développement humain sera inégale selon les indicateurs, selon également les régions d'observation. Si le monde est en bonne voie pour faire reculer l'extrême pauvreté mesurée par la disponibilité de moins d'un dollar par jour, mais également de promouvoir une certaine égalité des chances, le compte est loin d'y être pour l'atteinte d'objectifs aussi essentiels que l'éducation primaire, la parité homme femme ou la baisse de la mortalité infantile. L'Afrique est notamment en panne d'évolutions décisives. C'est une des raisons pour lesquelles elle focalise actuellement l'attention de la communauté internationale. C'est également cette convergence des regards sur ce continent qui fournit matière à une part importante des contributions proposées par ce livre.

La première partie évoque la pauvreté en traitant de la croissance de l'activité intérieure et de son financement, mais le système financier formel exclut toutefois une frange importante, pour ne pas dire dominante de la population. D'où la nécessité de s'interroger sur le rôle spécifique de la micro-finance et de sa contribution, notamment à la dynamique de la petite voire de la micro-entreprise. La seconde partie de l'ouvrage porte un éclairage sur les inégalités et mécanismes de

transfert au sein des ménages, mais également sur la redistribution et son impact sur la pauvreté.

Le premier article du livre revient en détail sur la question complexe de la relation entre croissance économique, inégalités et pauvreté. Si cette dernière semble avoir régressé de par le monde en développement, ce n'est pas sans ambiguïtés en raison même des problèmes inhérents à sa mesure et à son suivi statistique. Du travail de **J.-P. Cling, P. Devreyer, M. Razafindrakoto, F. Roubaud**, on retient que la croissance a induit la réduction de la pauvreté, mais de manière encore insuffisante. Pour accélérer le processus, il faudra passer par un vigoureux engagement politique en faveur de la lutte contre les inégalités entendues au sens large. Sans cette volonté, à l'horizon 2015, la réduction de la grande pauvreté telle qu'exprimée par les objectifs du millénaire (ODM) ne seront vraisemblablement pas atteints. En d'autres termes, le phénomène poursuivra sa décrue selon une variété géographique qui conduira notamment à mettre en évidence une baisse significative en Chine, mais un reflux lent et hypothétique en Afrique sub-saharienne. Les auteurs sont donc conduits à un plaidoyer en faveur d'une politique de redistribution centrée sur les inégalités monétaires. Si les effets de répartition des revenus ne sont pas neutres, quel peut-être l'impact du développement financier et de son instabilité ?

Sylviane Guillaumont et **Kangni Kpodar** portent l'éclairage sur cette importante question qui compte encore peu de travaux d'économie appliquée. Depuis le modèle de Stiglitz et Weiss (1981), on sait que les imperfections du marché financier jouent un rôle important sur l'exclusion. Quelle que soit la qualité de leur projet, les agents pauvres sont condamnés à rester en marge du financement dès lors qu'ils sont dans l'impossibilité de fournir des garanties réelles. La réduction de ces imperfections de marché par une meilleure accessibilité aux sources du financement formel est donc un facteur d'altération de la pauvreté. Le test économétrique que conduisent les auteurs sur un échantillon de plus d'une centaine de pays sur la période 1966-2000 ne rejette pas l'hypothèse d'un effet globalement bénéfique. Cependant, le développement du système financier va de pair avec des situations de crise, plus généralement avec des instabilités qui sont saisies par la moyenne des écarts absolus entre le ratio des liquidités ($M3/PIB$) et sa valeur tendancielle de long terme. En se plaçant du point de vue du bien être des pauvres, l'analyse fait effectivement ressortir qu'en longue période, l'instabilité du système financier a pour partie érodé les avantages inhérents à son développement.

L'accès au système financier est important en ce qu'il élargit les possibilités d'action de l'individu. Les imperfections du marché du crédit participent de ces inefficacités qui frustreront les agents en limitant leur accès aux biens comme aux potentialités d'investissements socialement rentables. Sur données macroéconomiques, **Florent Bresson** s'intéresse

à mettre en évidence une facette du sujet qui reste largement à explorer : l'effet du développement financier sur les inégalités de revenu et plus particulièrement sur les inégalités d'accès à l'éducation. Cette seconde dimension est importante et novatrice du point de vue de l'économie appliquée. Elle conditionne la formation du capital humain, les « *capabilities* » dont on a souligné avec Sen (1999) qu'elles étaient un facteur clé de l'épanouissement de la personne. Or les imperfections du marché du crédit sont potentiellement à l'origine d'une sous-production d'éducation, le capital humain ne pouvant s'accroître qu'au prix de financements que les individus ne peuvent mobiliser en suffisance. Sur la base d'un échantillon de 130 pays observés sur la période 1960-1999, les résultats obtenus par l'auteur ne rejettent pas l'idée que le développement du système financier tendrait à accroître les inégalités de revenu, mais à réduire les inégalités de l'accès à l'éducation mesurées internationalement par le nombre d'années d'étude. L'accès au marché financier est donc un élément de l'égalité des chances, il permet à la fois de donner aux individus le mode de fonctionnement auquel ils aspirent en même temps qu'il est un facteur de bien-être social en facilitant la maîtrise des technologies efficaces.

Quatre articles composent le Titre II consacré précisément à la microfinance. Cette industrie dont l'émergence est relativement récente et le développement spectaculaire, est régie par des mécanismes qui répondent aux objectifs du millénaire avec une logique qui satisfait au principe d'égalisation des chances, explicité plus haut. Dans la lutte contre la pauvreté à travers la promotion de l'auto emploi, la microfinance est considérée comme une des innovations majeures du dernier quart de siècle. En fait de par les caractéristiques de son fonctionnement, cette industrie interpelle les économistes pour deux principales raisons.

Sur le plan de la théorie, la pratique des groupes solidaires et plus généralement le recours aux réseaux sociaux, ont suscité des analyses fécondes par l'application de modèles visant à tester les hypothèses à la base des théories de l'agence avec ses dimensions relatives à l'aléa moral, à la sélection adverse ou au type de monitoring. En effet, plusieurs travaux partent du fait que le système financier formel réduit les problèmes d'asymétrie d'information en rationnant le crédit et en exigeant des garanties (Stiglitz et Weiss (1981)). Ces recherches observent ensuite que la pratique des crédits à des emprunteurs appartenant à des groupes solidaires au sein desquels les membres se cautionnent mutuellement, relève de contrats qui implicitement appliquent les enseignements des modèles d'agence. Zeller (1998) montre comment la sélection des membres du groupe par leurs pairs, accroît significativement la qualité des remboursements, du fait aussi de la surveillance, de l'entraide et de la pression, une fois les prêts obtenus. En réalité, l'émergence et surtout le développement accéléré de la

microfinance ont également suscité des recherches visant à comprendre les comportements des agents et communautés qui pratiquent depuis longtemps la finance informelle – les tontines par exemple – qui a largement inspiré les procédures des institutions de microfinance (Morduch (1999)).

Sur le plan de l'économie appliquée au développement, les recherches dans le domaine de la microfinance se situent dans le sillage des préoccupations relatives à la réduction de la pauvreté dans ses dimensions « statique » et « dynamique ». Elles analysent dans quelle mesure le développement des services financiers de proximité contribuerait à l'action sur l'une des manifestations de l'exclusion des populations pauvres, en leur permettant l'accès au crédit mais aussi aux autres services financiers vitaux (micro-épargne, micro-assurance, transferts de fonds au profit des familles des travailleurs migrants). En outre, et au-delà des services offerts aux populations ciblées, les effets concernent ensuite la stabilisation des revenus, les régimes nutritionnels (meilleure gestion des périodes de soudure) et de façon plus générale la réduction de la précarité.

En étudiant l'impact sur le niveau de vie des populations pauvres et notamment sur l'effort en matière d'éducation des enfants et de dépenses de santé, ces recherches montrent comment sont ainsi rejoints les objectifs visant à généraliser les « *capabilities* », au sens cette fois de l'égalisation des chances pour les générations à venir. Cette dimension « ménage » vient compléter l'observation de l'impact sur l'activité économique des emprunteurs, souvent des gestionnaires de micro-entreprises du secteur informel. Les effets analysés sont donc en phase avec les développements récents de la réflexion sur les moyens les plus efficaces d'atteindre les objectifs du millénaire (telle qu'elle apparaît dans le rapport 2006 sur le développement dans le monde de la Banque Mondiale). En finançant des actifs exclus des circuits de financement formels, cette industrie se révèle plus efficiente que les politiques de redistribution des ressources, qui comportent des risques d'effets désincitatifs.

On observera de même, avec Morduch, que bon nombre de pays en développement avaient depuis les années 1950 jusqu'aux réformes structurelles des années 1980, tenté de mettre en place des mécanismes pour faciliter l'accès des pauvres au financement. Mais les programmes conçus ont généralement échoué du fait qu'ils n'étaient pas « *demand driving* », qu'ils ont connu des détournements d'objectifs au profit des populations relativement favorisées avec souvent de mauvais taux de remboursement. Tous ces facteurs ont réduit la viabilité financière des IMF et c'est la raison pour laquelle cette question est au centre des réflexions afférentes à la promotion de programmes de microfinance.

On notera enfin que si l'industrie de la microfinance a constitué un terrain fécond pour l'application empirique de plusieurs concepts théoriques mentionnés plus haut, ces travaux ont en outre donné lieu à des

avancées méthodologiques. On citera par exemples la définition des échantillons appropriés et des groupes de contrôle en l'absence de données longitudinales (SEEP (2000) et Mosley (2000)) pour les études d'impact, et tout récemment, celui de l'application de l'économie expérimentale.

Les articles de **Marie Godquin** et **Léandre Bassole** abordent la microfinance sous l'optique de la pérennité/viabilité des institutions opérant dans cette industrie. Les deux auteurs analysent, sous des angles différents, les performances dans les remboursements de prêts, en recourant aux enseignements de la théorie des contrats appliquée au marché du crédit.

La première a travaillé sur les données relatives aux clients des trois plus grandes institutions de microfinance (IMF) au Bangladesh. Elle examine les déterminants des taux de remboursement, en focalisant son attention sur le rôle des innovations dans les procédures : prêts aux groupes, accompagnement par des services non financiers et mécanismes incitatifs dynamiques. Après avoir corrigé les biais dus à l'endogénéité de la taille des groupes, elle parvient à des résultats dont l'intérêt opérationnel et académique (par l'adaptation de techniques efficaces d'estimation) est notoire. L'auteur montre ainsi que les innovations dans les procédures d'octroi des prêts doivent être poursuivies, puisque l'ancienneté des groupes solidaires agit négativement sur la qualité des remboursements. Les cycles progressifs de prêts finissent par ne plus constituer l'incitation à honorer les échéances ; les montants plus élevés et l'expérience des membres des groupes interfèrent pour moins faire jouer la caution solidaire. En concluant sur la nécessité de concevoir des incitations spécifiques pour les clients anciens auxquels les institutions veulent accorder des prêts plus élevés, l'auteur rejoint des innovations en cours dans l'industrie de la microfinance.

Avec une approche différente mais complémentaire, le travail de Léandre Bassolé traite précisément du rôle de la coresponsabilité du groupe sur les performances de remboursement, en utilisant les données de la clientèle d'IMF au Malawi. L'intérêt de l'approche réside dans la distinction entre « défaillance interne » et « défaillance externe » au groupe, pour déceler l'occurrence de défaillance stratégique. Ce questionnement, peu développé dans la littérature (Wenner (1995)), revient à tester l'existence et à évaluer l'asymétrie d'information entre les membres du groupe eux-mêmes et non plus seulement vis-à-vis de l'institution qui prête. Les résultats économétriques de l'auteur confirment le rôle positif des constituants de la coresponsabilité – pression, surveillance et entraide mutuelle – sur les performances de remboursement. Ils valident l'hypothèse selon laquelle la perte d'accès au crédit futur en cas de défaillance d'au moins un membre, augmente les risques d'occurrence de défaillance stratégique. L'auteur en déduit qu'il conviendrait de relâcher une des règles de coresponsabilité qui consiste

à exclure des prêts futurs, tous les membres d'un groupe dont un des membres ne rembourse pas. Cette conclusion mérite discussion dans la mesure où elle remet en cause le fondement du système des prêts aux groupes solidaires et conduit à réduire le rôle que celui-ci est censé jouer. C'est peut-être une rigoureuse application des procédures qu'il convient de recommander : vérifier la qualité des groupes avant l'octroi pour assurer que l'auto sélection des membres a été correctement mise en jeu ainsi que les conditions de « *stake holder* ». Pour les clients anciens et les prêts élevés, la solution réside également dans les innovations que les IMF peuvent concevoir au niveau des systèmes d'incitation, comme évoqué dans l'article précédent de Marie Godquin. Il s'agirait par exemple d'introduire un système de garanties, plus facile à mettre en œuvre pour les clients ayant une expérience avérée avec l'IMF.

Les deux derniers articles du titre consacré à la microfinance, traitent de l'impact des services offerts aux populations pauvres ciblées par cette industrie. Le travail de **Abdelkhalek Touhami** a un caractère méthodologique, il présente des techniques statistiques utiles pour tester l'efficacité du financement des microentreprises dans la lutte contre la pauvreté. Il revient alors sur la question de l'échantillonnage avec les diverses strates concevables et rappelle les outils qui peuvent être utilisés pour analyser l'impact, avec un détail sur les indicateurs de pauvreté.

À partir de données d'enquêtes auprès d'unités de productions informelles opérant en milieu urbain, à Antananarivo (Madagascar), **Flore Gubert** et **François Roubeau** effectuent une analyse de l'impact des services offerts par une IMF. Le critère d'appréciation sur lequel ils s'appuient concerne les gains en efficacité productive. Ils prennent cependant le soin de vérifier au préalable si l'IMF en question touche bien la catégorie d'actifs ciblés, à savoir les unités de production exclues des systèmes formels de financement. Pour contourner les problèmes d'endogénéité inhérents au risque de biais de sélection, les auteurs ont appliqué la méthode des groupes appariés, sur données de panel de 2001 et 2003 (et donc avant et après la crise politique malgache). Cette base de données leur permet en outre d'effectuer une analyse fine de l'impact et d'apporter, selon le contexte politique environnant, un éclairage original sur les effets différenciés des services financiers de proximité. Les résultats des estimations révèlent ainsi que les indicateurs de performance, notamment la productivité apparente du travail, sont à l'avantage des clients comparés aux unités de production du groupe de contrôle. Ils expliquent ensuite que l'impact des services financiers offerts est significativement positif en phase de croissance, mais moins certain en période de crise. Bien que l'article n'établisse pas les liens entre ces résultats et les procédures de l'IMF, le détail des résultats peut être édifiant pour les opérateurs. L'étude pourrait être

complétée avec l'analyse de l'effet sur la réduction de la pauvreté qui nécessite un questionnement spécifique sur le vécu des ménages dont sont membres les clients de programmes de microfinance (Mourji (2002)).

Le Titre III de l'ouvrage présente quatre contributions traitant des questions d'inégalités et de leurs relations avec le bien-être des membres du ménage. On y aborde successivement les questions de genre à travers : le travail et l'éducation des enfants au Maroc, les transferts de fonds provenant des jeunes filles tunisiennes exerçant comme employées à domicile, et le comportement des ménages polygames au Burkina Faso.

Dans leur étude, **I. Fofana, J. Cockburn et B. Decaluwe** s'attardent sur les impacts de l'ouverture commerciale sur la participation des hommes et des femmes au marché du travail et à la répartition du travail domestique au sein du ménage. Par travail domestique, ils entendent toutes les activités non directement marchandes telles que : cuisiner, soigner les enfants, entretenir la maison etc. Ils suggèrent qu'à cause de la libéralisation commerciale qui favorise les secteurs d'exportation intensifs en main d'œuvre féminine au détriment de la production intérieure, les impacts expansionnistes et contractionnistes sur la création ou la destruction d'emplois vont influencer leur salaire relatif et subséquemment leur participation aux tâches ménagères. Appliquée au Népal, leur analyse, qui s'appuie sur le développement d'un modèle d'équilibre général, montre que l'ouverture commerciale conduit à une plus grande participation des femmes sur le marché du travail, en particulier dans le secteur rural. Toutefois cette plus grande activité ne réduit pas le temps qu'elles consacrent aux tâches ménagères, ce qui les conduit à réduire le temps disponible pour le loisir exerçant ainsi une pression sur leurs activités personnelles.

Toutes les approches de la pauvreté incluent l'éducation parmi les indicateurs essentiels : qu'il s'agisse de mesurer son ampleur ou les chances de sa réduction. L'article de **Mohamed Bougroum et Anouar Ibouk** étudie les déterminants de l'offre de travail des enfants exerçant dans le secteur artisanal à Marrakech et analyse les facteurs qui influencent leur demande d'éducation. Ils abordent ainsi les deux dimensions évoquées, puisque le premier aspect est relatif à une des manifestations de la pauvreté et le second évalue les chances de sa relative rupture, à travers une amélioration de la productivité future des enfants travailleurs et les chances qu'ils auront de mieux éduquer leurs propres enfants. Les estimations économétriques obtenues font apparaître des résultats utiles pour les programmes d'alphabétisation et/ou d'éducation non formelle : la probabilité que l'enfant opte pour un retour à l'école ou un programme d'alphabétisation augmente si sa déscolarisation et son intégration au marché du travail ont été dus au degré de pauvreté du ménage auquel il appartient. Le recours à un logit multinomial (étant

donné que les choix des enfants sont considérés comme discrets), favorise un affinement des conclusions. Ainsi, ils font apparaître que la variable « repos journalier » agit positivement sur la probabilité que l'enfant exprime un choix incluant de façon exclusive ou non la formule « alphabétisation » tandis que la variable « durée journalière de travail » agit dans le même sens, mais uniquement dans le cas du choix exclusif de la modalité « retour à l'école ». Comme l'article suivant le montrera également, des contraintes structurelles et institutionnelles limitent significativement les possibilités de choix dont disposent les jeunes Maghrébins.

B. Dostie et D. Vencatachellum partent de la constatation que beaucoup de familles tunisiennes fournissent du travail domestique à d'autres familles tunisiennes plus aisées. Étudiant la nature des relations contractuelles qui existent entre la famille d'origine et la famille d'accueil, ils constatent que la plupart des jeunes filles placées comme employées domestiques vivent avec leur employeur et ont une partie de leur salaire directement versée à leurs parents. L'existence de tels transferts, qualifiés de coercitifs, croît avec le nombre de jeunes sœurs alors que dans le cas des transferts volontaires, c'est le nombre de jeunes frères qui importe le plus. Cette étude est particulièrement intéressante, car elle montre que dans une économie en développement, le fonctionnement du marché du travail est régi par des règles institutionnelles implicites qui limitent les capacités d'adaptation des individus. La dimension des familles et leur composition étant dans ce cas précis un facteur déterminant du degré d'autonomie dont dispose l'individu pour profiter des fruits de son travail et pour améliorer éventuellement son bien-être.

A. Dauphin, G. Lacroix et B. Fortin s'interrogent sur le processus de décision au sein des ménages burkinabés et en particulier les ménages polygames. Qui prend les décisions au sein du ménage lorsque celui-ci est composé de plusieurs adultes ? À la différence des pays développés dans lesquels le ménage est moins fréquemment composé de plus de deux adultes, on trouve dans les pays en développement des « ménages » prenant des formes variées : ménages comportant des conjoints vivants avec des enfants d'âge adulte dont certains avec leur conjoint, ménages composés des enfants adultes et des parents âgés, familles étendues avec plusieurs frères et sœurs mariés vivants sous le même toit ou encore les ménages bigames ou polygames... Sur la base d'un modèle théorique rigoureux qui confronte le comportement de rationalité collective du ménage avec celui du ménage unitaire c'est-à-dire un ménage dans lequel une seule personne prend toutes les décisions pour l'ensemble des membres, les auteurs démontrent, que non seulement les résultats ne rejettent pas les hypothèses du modèle de rationalité collective, mais ils indiquent que dans le cas des ménages bigames, les trois époux influencent et participent aux décisions du

ménage. Cette conclusion est importante car elle souligne combien il est nécessaire de repenser le concept de « ménage » dans la théorie du consommateur pour se rapprocher d'une vision où les individus interagissent au sein d'une structure. Leur comportement de consommation, d'offre de travail, d'investissement y compris en capital humain et d'épargne sont donc le fruit d'interrelations complexes où les rapports de force économique jouent un rôle non négligeable.

Le dernier Titre du livre traite des questions de redistribution et de pauvreté. Ici encore, les contributions sont à caractère appliqué puisque les articles traitent du cas du Cameroun et de la Tunisie et s'appuient sur un cadre analytique précis et rigoureux.

S. Bibi et **J.-Y. Duclos** s'interrogent sur les formes que pourrait prendre une réforme de la fiscalité tunisienne pour être favorable aux pauvres. Appliquée aux données détaillées d'une enquête de ménages, la méthodologie proposée est particulièrement intéressante. Elle met en jeu une large gamme de classes d'indices et de seuils de pauvreté. Ainsi les conclusions des auteurs sont très robustes et peuvent conduire à un consensus auprès des décideurs, car elles ne dépendent ni du seuil, ni des critères de pauvreté choisis. En outre, la méthode est intéressante car, élégante dans son principe et facile d'application. Elle permet de mesurer le ratio coût-bénéfice de la variation d'une taxe à la consommation sur un bien et de le comparer à celui de la variation d'une taxe sur un autre bien, tout en assurant au gouvernement un revenu fiscal constant. De même, l'élaboration d'une politique fiscale « pro-pauvre » est faite de manière robuste, c'est-à-dire en précisant et en augmentant progressivement le contenu éthique d'une classe de mesures de pauvreté préalablement définie. Les résultats montrent, par exemple, que la pauvreté peut être réduite en augmentant le taux de subvention des céréales à base de blé dur et de l'huile et en diminuant celles portant sur le sucre et le lait.

À la différence de l'article précédent, **S. Fambon** poursuit une approche plus traditionnelle d'analyse de la pauvreté. S'appuyant sur les indicateurs FGT discutés plus haut et sur la méthodologie de Datt et Ravallion (1992), il exploite les deux enquêtes ménages 1983/1984 et 1996 au Cameroun pour identifier le rôle des composantes croissance et distribution dans l'évolution de la pauvreté. Les résultats montrent une détérioration importante de la situation avec une augmentation de l'incidence de la pauvreté. Celle-ci est plus forte dans les zones rurales que dans les zones urbaines. L'application de la méthode de décomposition aux autres indicateurs de pauvreté montre également que l'augmentation de la pauvreté est beaucoup plus liée au déclin de l'activité économique qu'à la composante redistribution. La décomposition sectorielle de la pauvreté montre enfin que l'effet intra-sectoriel explique la totalité de son accroissement au niveau national.

À l'aide d'une approche micro économétrique, **Joachim Nyemeck Binam**, **Robert Nkendah** et **Valère Nkelzok** reviennent sur le rôle des comportements stratégiques des ménages dans l'atténuation des manifestations de la pauvreté. Ils analysent en effet la prédisposition des ménages ruraux du centre Cameroun, à pré-financer des soins de santé, pour bénéficier d'une meilleure accessibilité à des soins de qualité. Les résultats sont de nature à inspirer les politiques publiques en matière de santé et notamment la tarification de certains services offerts. L'enjeu consistant ici en un arbitrage entre le recouvrement des coûts et le risque de marginalisation des groupes vulnérables. La procédure d'estimation en deux étapes, avec d'abord l'analyse de la disposition à payer et ensuite l'explication de la valeur du montant consenti, est appropriée dans la mesure où elle permet d'éviter un biais de sélection. Les résultats mettent en regard l'effet des caractéristiques des individus et les attributs des services de santé ; il en ressort ainsi qu'à côté du revenu ou du niveau d'éducation, les prédispositions à payer des populations demeurent liées à la qualité des services, appréhendée par la disponibilité des médicaments essentiels ou encore à la présence effective des médecins dans les dispensaires.

CONCLUSION

Croissance, équité et pauvreté, trois mots magiques que l'on peut conjuguer tour à tour au plan international, au plan national, au plan régional ou à celui des individus. C'est en résumé l'expression des nouveaux défis qui se posent aux chercheurs, aux décideurs, aux individus, aux collectivités et à la société civile toute entière. Les articles regroupés dans ce livre soulèvent d'importantes questions et mettent l'accent sur les nombreuses contraintes auxquelles nous sommes confrontés. Ils sont toutefois de bons exemples de questions et de méthodes qu'il importe de promouvoir si l'on veut mieux comprendre les défis de ce troisième millénaire. C'est la conviction profonde des éditeurs de ce livre que le développement se fera s'il s'appuie sur et s'il conduit à une plus juste répartition des richesses tout en donnant à chacun les opportunités dont il a besoin pour mettre en œuvre des stratégies lui donnant accès à une vie libre et féconde.

BIBLIOGRAPHIE

- Banque mondiale, « Des services pour les pauvres », Rapport sur le développement dans le monde, Washington.
- Bourguignon F., « The Growth Elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods », *Working Paper* n° 2002-03, Paris, DELTA, 2002.
- CNUCED, « The Least Developed Countries report: Escaping the Poverty Trap », Genève, 2002.

- Datt G. et Ravallion M., « Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980's », *Journal of Development Economics*, vol. 38, n° 2, 1992, p. 275-295.
- Duclos J.-Y., D. Sahn et S Younger, « Robust Multidimensional Poverty Comparisons », *Economic Journal* (à paraître), 2005.
- Fishlow A., « Inequality, Poverty and Growth: Where Do We Stand? », in *Proceeding of the 1995 Annual World bank Conference on Development Economics*, Pleskovic B. (eds), World Bank, 1995, Washington, DC.
- Kanbur R. et L. Squire, « The Evolution of Thinking About Poverty : Exploring the Interactions », Banque mondiale, *Working Paper*, 1999.
- Kuznets S., « Economic Growth and Income Inequality », *American Economic Review*, vol. 55, 1945.
- Morduch J., « The Microfinance Promise », *Journal of Economic Literature*, vol. XXXVII, 1999, p. 1569-1614.
- Mosley P., « The Use of Control Group in Impact Assessments for microfinance », *ILO Working Paper*, n° 19, 2000.
- Mourji F., « Le financement semi formel du secteur informel au Maroc : le micro-crédit, une alternative à l'impasse », *Les Cahiers du Gratice*, n° 22, 2002, p. 259-295.
- Olson M., *The Logic of Collective Action*, Harvard University Press, 1966.
- PNUD, *Rapport sur le Développement Humain*, Economica, Paris, (différentes années).
- Rodrick D., « The Global Governance of Trade As if Development Really Mattered », *Background Paper*, UNDP, New York.
- SEEP Network, « Assessing the Impact of Microenterprise Services – Learning from clients: Assesment tools for microfinance Practitioners », Washington, 2000.
- Sen A., « L'économie est une science morale », La Découverte, Paris, 1999.
- Stiglitz J. et Weiss A., « Credit Rationing in Markets with Imperfection Information », *American Economic Review*, vol. 71, June 1981, p. 393-410.
- Zeller M., « Determinant of Repayment Performance in Credit Groups: The Role of Program Design, Intragroup Risk Pooling, and Social Cohesion », *Economic Development and Cultural Change*, n° 46 (3), 1998, p. 599-621.
- Williamson J., « What Washington Means by Policy Reform », in *Latin American Adjustment: How Much has happened?*, Williamson, J., (eds), Institute for International Economics, Washington, DC, 1990.
- Wenner M., « Group Credit: a means to improve information transfer and loan repayment performance », *Journal of Development Studies*, vol. 32, n° 2, 1995, p. 263-281.

This page intentionally left blank

PREMIÈRE PARTIE

**L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE
ET SON FINANCEMENT**

This page intentionally left blank

**I. CROISSANCE,
SYSTÈMES FINANCIERS
ET INÉGALITÉS**



This page intentionally left blank

L'IMPACT DE LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE ET DES INÉGALITÉS SUR LA PAUVRETÉ

Jean-Pierre Cling¹
Philippe de Vreyer²
Mireille Razafindrakoto³
François Roubaud³

Dans les années 1990, la montée de la pauvreté dans de nombreux Pays en développement (PED) et la persistance de la crise de la dette ont suscité une critique de plus en plus large des politiques d'ajustement structurel (PAS) fondées sur le « consensus de Washington » ainsi qu'une contestation de la légitimité des Institutions de Bretton Woods (IBW). Ces dernières ont réagi en annonçant l'abandon officiel des programmes d'ajustement structurel pour mettre l'accent sur la lutte contre la pauvreté, placée désormais au centre des politiques de développement. Cette prise de conscience a abouti à la définition dans le cadre des Nations Unies des Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD), dont le premier vise à diviser par deux le pourcentage de la population vivant dans une situation de pauvreté extrême à l'horizon 2015⁴.

Pourtant, la crédibilité des objectifs de réduction de la pauvreté fixés par la communauté internationale est mise en doute, ce qui suscite de nombreux débats portant sur le contenu et l'efficacité des nouvelles politiques. L'évaluation de l'impact respectif de la croissance macroéconomique et de la réduction des inégalités de revenus sur la pauvreté

1. DIAL.

2. Université de Lille II, DIAL.

3. DIAL, IRD.

4. Pour un bilan critique des nouvelles stratégies de lutte contre la pauvreté, voir Cling, Razafindrakoto et Roubaud, 2003.

monétaire constitue à cet égard une question centrale, qui est l'objet de ce chapitre. Cette évaluation est sujette à controverse et trois thèses s'affrontent, que l'on peut résumer de la manière suivante :

- un courant dominant soutient que « la croissance est bonne pour les pauvres », selon le titre qui peut sembler largement tautologique d'une étude de la Banque mondiale fréquemment citée (Dollar et Kraay, 2002). Cette étude estime que l'élasticité de la pauvreté à la croissance est de 1 en moyenne et que la croissance n'a pas d'impact sur les inégalités¹ ; elle conduit dans la pratique à privilégier l'objectif d'accélération de la croissance et à négliger les questions de distribution (thèse du *trickle down*) ;
- une deuxième thèse va jusqu'à soutenir que « la croissance suffit pour réduire la pauvreté » (Bhalla, 2002 ; Sala-i-Martin, 2002). Ses promoteurs considèrent que les statistiques de la Banque mondiale sont exagérément pessimistes et que la pauvreté s'est en fait fortement réduite dans le monde au cours des dernières décennies, sans qu'il soit nécessaire pour cela de faire appel à des politiques ciblées. Autrement dit, l'élasticité de la pauvreté à la croissance est supérieure à 1 en moyenne et la croissance est historiquement *pro-pauvres* ;
- enfin, d'autres économistes – parmi lesquels nous figurons –, adoptent une troisième approche selon laquelle « la croissance ne suffit pas pour réduire la pauvreté » (Bourguignon, 2002 ; Cling *et al.*, 2004). En effet, nous insistons d'une part sur l'hétérogénéité des situations individuelles par pays (la croissance économique va souvent de pair avec une augmentation des inégalités) et d'autre part sur le fait que le niveau des inégalités a un fort impact sur l'évolution de la pauvreté. Nous cherchons donc à analyser les interactions entre croissance, pauvreté et inégalités, dans le but d'apprécier les marges de manœuvre de la politique économique et les arbitrages en jeu.

La première section du chapitre met en évidence la progression de la pauvreté dans de nombreux PED au cours de la dernière décennie, dont la réduction de l'incidence au niveau mondial est surtout due à la Chine. Elle souligne également l'ampleur de l'incertitude affectant ces estimations, liée à la fois aux erreurs de mesure de la consommation des ménages et aux problèmes posés par les comparaisons internationales dans ce domaine. La deuxième section décrit deux angles d'approche de la relation entre croissance, pauvreté (on se limite ici à la pauvreté définie en termes monétaires) et inégalités : une approche économétrique et une approche comptable. Dans les deux cas, on montre que l'élasticité

1. L'élasticité de la pauvreté à la croissance considérée ici correspond en fait à l'élasticité du revenu moyen du premier quintile de revenu au revenu moyen de l'ensemble de la population.

du taux de pauvreté au revenu moyen est d'autant plus importante que l'inégalité des revenus est faible. La troisième section présente le résultat de simulations effectuées à partir d'une hypothèse de log-normalité de la distribution des revenus. Tout en estimant que les pays africains ne pourront atteindre le premier des OMD, ces simulations mettent en évidence d'une manière générale les gains potentiels en termes de réduction de la pauvreté procurés par une croissance *pro-pauvres*, c'est-à-dire une croissance caractérisée par une augmentation de la part du revenu national détenue par les pauvres¹.

1. LA PAUVRETÉ : ÉVOLUTION RÉCENTE ET CONTROVERSES

Au début du XXI^e siècle, la pauvreté demeure très répandue dans le monde. Elle progresse même dans plusieurs régions, comme en Afrique subsaharienne où la croissance économique demeure globalement très insuffisante. Les statistiques de la Banque mondiale ont été soumises à de nombreuses critiques au cours de la période récente, sans qu'il soit pour autant possible, en l'état actuel des connaissances, de leur substituer de meilleures données.

1.1. La progression de la pauvreté dans de nombreux PED selon la Banque mondiale

Selon la Banque mondiale (tableau 1), plus de la moitié de la population des PED vivait avec moins de 2 dollars par jour en 2001 (mesurés en parité de pouvoir d'achat), ce qui représentait un total de 2,7 milliards de pauvres. Un cinquième de la population de ces pays (soit plus d'un milliard de personnes) vivait avec moins de 1 dollar par jour, considéré comme le seuil de pauvreté extrême. Cette proportion était proche de 50 % en Afrique subsaharienne, où le pourcentage de pauvres est le plus élevé de toutes les grandes zones géographiques. Durant la dernière décennie, le nombre de personnes vivant avec moins de 1 dollar par jour a reculé de 472 à 271 millions en Asie de l'Est, malgré l'impact de la crise financière. Cette réduction a été particulièrement rapide en Chine, où le nombre de pauvres est passé de 375 à 212 millions. En revanche, le nombre de personnes vivant dans une situation d'extrême pauvreté s'est accru en Afrique subsaharienne et

1. Ce chapitre s'inspire de l'étude de Cling *et al.* (2004), qu'il actualise et approfondit sensiblement en exploitant les données utilisées par la Banque mondiale pour établir ses prévisions quant à l'évolution de la pauvreté dans le monde, rendues publiques depuis la parution de cette étude (Chen et Ravallion, 2004).

Les estimations présentées ici sont basées sur des données à la fois plus récentes, plus complètes (93 pays au lieu de 59) et plus cohérentes. Concernant ce dernier point, nous avons ainsi utilisé la consommation moyenne issue des enquêtes auprès des ménages (qui n'était pas disponible dans notre étude antérieure) et non celle issue des comptes nationaux pour le calcul de l'élasticité de la pauvreté à la croissance.

dans les pays d'Europe et d'Asie centrale. On observe également une croissance du nombre de pauvres dans ces régions géographiques, ainsi qu'en Asie du Sud, en plaçant le seuil de pauvreté à 2 dollars par jour. Quel que soit le seuil retenu, le nombre de pauvres a stagné en Amérique latine au cours de cette période.

Tableau 1. – *Évolution de la pauvreté dans les pays en développement, par zone géographique*

Région	Population vivant avec moins de 1\$ par jour			Population vivant avec moins de 2\$ par jour		
	En millions			En millions		
	1990	2001	2015*	1990	2001	2015*
Asie de l'Est & Pacifique	472	271	19	1 116	864	230
– Chine	375	212	16	825	594	134
– Hors Chine	97	60	2	292	271	9
Europe & Asie centrale	2	17	2	23	93	25
Amérique latine & Antilles	49	50	43	125	128	122
Moyen-Orient & Afrique du Nord	6	7	4	51	70	46
Asie du Sud	462	431	216	958	1 064	912
Afrique subsaharienne	227	313	340	382	516	612
TOTAL	1 218	1 089	622	2 654	2 735	1 946
Hors Chine	844	877	606	1 829	2 142	1 812
Région	En %			En %		
	1990	2001	2015*	1990	2001	2015*
	Asie de l'Est & Pacifique	29,6	14,9	0,9	69,9	47,4
– Chine	33,0	16,6	1,2	72,6	46,7	9,7
– Hors Chine	21,1	10,8	0,4	63,2	49,2	14,7
Europe & Asie centrale	0,5	3,6	0,4	4,9	19,7	5,2
Amérique latine & Antilles	11,3	9,5	6,9	28,4	24,5	19,6
Moyen-Orient & Afrique du Nord	2,3	2,4	0,9	21,4	23,2	11,9
Asie du Sud	41,3	31,3	12,8	85,5	77,2	54,2
Afrique subsaharienne	44,6	46,4	38,4	75,0	76,6	69,2
TOTAL	27,9	21,1	10,2	60,8	52,9	32,0
Hors Chine	26,1	22,5	12,9	56,6	54,9	38,6

Source : Banque mondiale (2005).

* Prévisions.

Ces évolutions traduisent en grande partie les différentiels de croissance entre zones géographiques : la croissance chinoise a dépassé 10 % par an au cours de la dernière décennie selon les estimations officielles (à peu près autant en termes de PIB par habitant), poursuivant le décollage économique observé depuis le début des années 1980 ; à l'autre extrême, le revenu par habitant a stagné en Afrique subsaharienne, sachant que le PIB/habitant n'y dépasse pas en moyenne son niveau de 1960. D'une manière générale, les pays les plus riches en termes de PIB

par habitant, sont ceux où la proportion de pauvres est la plus faible. Néanmoins, cette relation varie d'un pays à l'autre : deux pays avec le même niveau de revenu par habitant peuvent avoir des pourcentages de pauvres très différents, si l'ampleur des inégalités des revenus diffère sensiblement, notamment autour de la ligne de pauvreté.

Selon ces chiffres, alors que la population mondiale devrait s'accroître d'environ un milliard d'habitants d'ici 2015 (97 % de l'accroissement provenant des pays en développement), diviser par deux la proportion de la population mondiale vivant dans une situation d'extrême pauvreté à cet horizon nécessiterait une réduction de la pauvreté mondiale à un rythme annuel de 3 % à partir de 2001, à comparer avec le taux moyen de 2,3 % par an observé entre 1990 et 2001.

Le tableau 1 présente également les principales prévisions de la Banque mondiale en ce qui concerne l'évolution de la pauvreté à l'horizon 2015 (Banque mondiale, 2005). Le scénario de base prévoit une croissance très rapide (3,5 % par an du PIB/habitant en moyenne pour les PED de 2001 à 2015), à un rythme double de celui enregistré durant les années 1990. Dans ce scénario, l'objectif de division par deux par rapport à 1990 de la part de la population mondiale vivant avec moins de 1 dollar par jour serait atteint. Cette proportion, qui atteignait 27,9 % en 1990, passerait ainsi de 21,1 à 10,2 % entre 2001 et 2015. La Chine aurait une contribution majeure à cette évolution.

Cette réduction serait très inégalement répartie entre pays. La pauvreté extrême disparaîtrait quasiment en Chine (son incidence passerait de 29,6 % à 1,2 % de la population entre 1990 et 2015) et en Asie de l'Est. Elle se réduirait très rapidement en Asie du Sud (en Inde en particulier). En revanche, malgré l'hypothèse retenue, qu'on peut juger irréaliste, d'une croissance du PIB/habitant de 1,5 % par an en moyenne (contre -1,2 % au cours des années quatre-vingt et -0,5 % durant la dernière décennie), le nombre de pauvres serait appelé à continuer à croître en Afrique subsaharienne : au seuil de 1 dollar par habitant, il passerait ainsi de 313 à 340 millions entre 2001 et 2015, ce qui correspondrait à une légère diminution de la part de la population vivant dans une situation d'extrême pauvreté (de 46,4 à 38,4 %). En fixant le seuil de pauvreté à 2 dollars par habitant, la Banque mondiale prévoit également une diminution rapide de la pauvreté en Asie de l'Est et du Sud et un nouvel accroissement du nombre de pauvres en Afrique subsaharienne.

1.2. La mesure de la pauvreté est sujette à controverses

La Banque mondiale constitue la principale source statistique sur la pauvreté dans le monde, à travers les bases de données internationales qu'elle construit à partir d'enquêtes réalisées selon ses recommandations. Les méthodes de la Banque mondiale sont l'objet de nom-

breuses critiques. Ainsi Bhalla (2002) et Sala-i-Martin (2002) estiment qu'elles conduisent à une sur-estimation importante du nombre de pauvres tel que mesuré aujourd'hui, de sorte que le premier OMD aurait déjà été atteint. Pour d'autres au contraire, rien ne prouve que la pauvreté diminue dans le monde (Reddy et Pogge, 2003 ; Wade, 2004). Il est vrai que les difficultés sont nombreuses et les sources d'erreur multiples. La controverse tourne autour de deux grandes questions : quelle source de données faut-il privilégier ? Comment établir les comparaisons internationales de pauvreté ?

Le choix des sources de données utilisées – enquêtes ou comptes nationaux – est d'abord l'objet de débats. Les enquêtes auprès des ménages fournissent deux informations essentielles : une mesure des inégalités et une mesure du niveau de vie à travers le revenu ou la consommation moyenne par habitant, dont on peut déduire une évaluation de la pauvreté. C'est la source de données retenue par la Banque mondiale. Il est également possible d'utiliser de manière combinée la distribution issue des enquêtes et la consommation par habitant fournie par les comptes nationaux pour estimer d'une seconde manière la pauvreté. Or, pour diverses raisons non totalement éclaircies, non seulement la consommation telle qu'elle est mesurée dans les enquêtes est souvent très inférieure à celle mesurée par les comptes nationaux mais elle évolue en outre moins vite ; une tendance que l'on retrouve dans tous les pays à des degrés divers. En adoptant la seconde méthode d'évaluation de la pauvreté, Bhalla (2002) obtient de ce fait un nombre de pauvres nettement plus faible que celui avancé par la Banque qui défend l'emploi des seules enquêtes.

Les comparaisons internationales de pauvreté, qui reposent sur le calcul de la parité des pouvoirs d'achat (PPA), sont également remises en cause. Le calcul de la PPA permet d'obtenir en monnaie nationale la somme nécessaire pour acheter le même panier de biens que ce que pourrait acheter un dollar aux USA. La référence à un panier de biens unique permet d'effectuer des comparaisons internationales, en d'autres termes d'additionner les pauvres du Burkina Faso avec ceux du Laos, pour calculer le nombre des pauvres dans le monde. L'année 1993 est prise comme année de référence parce que le calcul de la PPA est actuellement effectué à partir de relevés de prix réalisés dans le cadre du dernier exercice du Programme International de Comparaison (PCI) des Nations Unies, auquel ont participé une centaine de pays.

Deaton (2003) et Reddy et Pogge (2003) critiquent l'usage de cet indice dans le calcul de la pauvreté notamment parce que le panier de biens et de services dont les prix sont relevés n'est pas forcément représentatif de celui des ménages pauvres, ce qui peut induire un biais dans l'établissement de la PPA et, par voie de conséquence, dans celui du nombre des pauvres. De plus tous les pays n'ont pas participé aux exercices précédents, ce qui oblige à recourir à des estimations plus ou

moins précises de leur indice de PPA à partir d'informations parcellaires. C'est le cas de la Chine, qui n'a jamais participé au programme, et de l'Inde pour l'exercice 1993. Or, de par leur poids démographique, ces pays ont une importance prépondérante dans l'évolution du taux de pauvreté mondial. Tout en reconnaissant la pertinence de ces différentes critiques, force est de constater qu'aucune meilleure mesure alternative n'apparaît de manière incontestable en l'état actuel des choses. Pour cette raison, et malgré ces réserves, l'ensemble des calculs que nous effectuons dans la suite de ce chapitre est basé sur les données de la Banque mondiale.

2. LIEN ENTRE CROISSANCE, PAUVRETÉ ET INÉGALITÉS

Dans une économie en croissance, la baisse de la pauvreté absolue dépend mécaniquement de deux facteurs : d'une part, l'augmentation du revenu moyen de la population, à distribution relative des revenus inchangée, conduit à une réduction de la pauvreté ; d'autre part, à revenu moyen inchangé, toute redistribution des revenus en direction des pauvres produit le même effet. De façon évidente et en combinant ces deux facteurs, une croissance positive accompagnée d'une augmentation de la part du revenu national détenue par les pauvres, labellisée depuis peu sous le terme de croissance *pro-pauvres*, conduit mécaniquement à une réduction de la pauvreté plus forte que si le revenu des pauvres augmente moins ou aussi vite que celui du reste de la population. Cependant, la relation entre croissance, inégalité et évolution de la pauvreté va au-delà de cette simple décomposition.

Récemment, tout un pan de la littérature théorique et empirique, alimenté notamment par la disponibilité de nouvelles bases de données internationales, s'est développé pour explorer la complexité des interactions entre ces trois termes. Deux types d'approches complémentaires sont en général mobilisés pour traiter ce problème : l'approche économétrique et l'approche arithmétique qui cherche à établir une décomposition comptable de l'effet des deux facteurs sur la pauvreté.

2.1. La croissance est bonne pour les pauvres... mais de manière très variable

La plupart des travaux adoptent une approche économétrique, qui consiste à utiliser les données disponibles sur les épisodes passés de croissance et sur l'évolution concomitante de la pauvreté pour identifier la valeur de l'élasticité du taux de pauvreté au revenu moyen¹. Depuis la

1. Dans ce qui suit nous emploierons le terme « revenu moyen » pour désigner le niveau de vie moyen des populations considérées. En pratique revenu et consommation sont utilisés dans les analyses. Notre étude utilise le niveau de la consommation.

fin des années 1980, un grand nombre de pays développés et en développement ont réalisé des enquêtes de type budget-consommation sur des échantillons représentatifs avec une fréquence variable. Cet afflux de données a permis la réalisation d'études en panel et de pallier, au moins partiellement, les problèmes récurrents des analyses menées sur une coupe transversale par pays, liés aux effets fixes non contrôlés, aux erreurs de mesure et aux difficultés à convertir de façon satisfaisante les différentes monnaies dans une seule et même unité. Ces études obtiennent une élasticité du taux de pauvreté (au seuil de 1 \$ PPA/jour) au revenu comprise entre -2 et -3 selon la taille de l'échantillon retenu. Ces valeurs indiquent qu'une hausse du revenu moyen de 1 % se traduirait par une baisse comprise entre 2 % et 3 % du taux de pauvreté (ou du nombre de pauvres, si la population est inchangée).

Cependant ces études ne tiennent pas compte du fait que cette élasticité dépend également des inégalités de la distribution et du niveau de développement, que l'on peut définir comme le ratio entre le revenu moyen et la ligne de pauvreté retenue. Un exemple caricatural permet d'illustrer ce point. Supposons que tout le monde ait le même revenu, inférieur à la ligne de pauvreté. Dans ce cas, en fonction de la position de la ligne de pauvreté par rapport au revenu moyen – donc du niveau de développement – une augmentation de 1 % de ce revenu se traduira par une réduction nulle ou au contraire égale à 100 % du taux de pauvreté. Tel ne sera évidemment pas le cas si la distribution des revenus est continue. Supposons maintenant que la distribution des revenus soit continue et symétrique. Il est alors clair que si la ligne de pauvreté est située à droite du revenu moyen, une augmentation de 1% de ce revenu aura un impact proportionnellement plus faible sur le taux de pauvreté que si cette ligne est située à gauche (et à égale distance de la moyenne). Cette remarque met aussi en évidence l'influence du seuil de pauvreté choisi (1\$, 2\$, etc.) sur l'élasticité pauvreté-croissance, sachant que cet aspect est implicitement éludé par de nombreuses publications.

La littérature économétrique récente a cherché à prendre en compte ces éléments dans l'estimation de l'élasticité. Ainsi Bourguignon (2002), sur un échantillon de 113 épisodes de croissance correspondant à 51 pays, estime que la prise en compte du niveau de développement et de l'inégalité des revenus améliore sensiblement le pouvoir explicatif de la régression du taux de réduction de la pauvreté sur le taux de croissance. Un moindre niveau de développement, de même qu'une inégalité des revenus plus forte, sont associés à une réduction moins rapide de la pauvreté au cours des épisodes de croissance positive – et, corrélativement, à une augmentation moins rapide de la pauvreté lorsque la croissance est négative. Finalement, s'il fait peu de doutes que la croissance joue significativement sur la réduction de la pauvreté, ce résultat ne clôt pas pour autant la discussion. En effet : quelle est la

vitesse de réduction de la pauvreté et de quoi dépend-t-elle ? En particulier, quel rôle peut être attribué aux variations des inégalités ?

Sur ce point, l'étude de Dollar et Kraay (2002), *Growth is good for the poor*, a joué un rôle central dans la relégation au second plan, voire dans la mise à l'écart, des politiques de redistribution. Les deux auteurs y montrent qu'en moyenne les épisodes passés de croissance ne se sont pas accompagnés de modifications significatives de la répartition des revenus au détriment ou en faveur des plus démunis. Ils parviennent à cette conclusion en montrant que le revenu moyen du premier quintile de la population évolue, en moyenne, au même rythme que le revenu moyen de la population prise dans sa globalité. En d'autres termes, la croissance serait neutre en termes d'inégalités de revenus. En dépit des précautions prises pour constituer la base de données et de la robustesse des méthodes économétriques employées pour l'estimation, cette étude pose au moins deux types de problèmes :

- d'une part, elle est basée sur un panel de pays qui regroupe des pays à hauts revenus et des pays à revenus moyens ou faibles. On peut s'interroger sur la pertinence d'un tel regroupement, dans la mesure où les pays inclus dans l'échantillon diffèrent très largement dans leur organisation sociale et économique. Certes Dollar et Kraay emploient une méthode qui est robuste à la présence d'effets fixes, mais certaines différences institutionnelles, même si elles sont fixes sur la période considérée, peuvent n'avoir d'importance dans la constitution du revenu des pauvres qu'au cours de certaines périodes. Par exemple, la présence dans les pays développés de systèmes de protection sociale étendus et efficaces peut protéger les pauvres contre les effets des chocs macroéconomiques négatifs. Ces systèmes jouent un rôle nettement moins important lors des épisodes de croissance positive. Il n'est pas certain que les variables de contrôle employées par Dollar et Kraay permettent de tenir compte de tels effets ;
- d'autre part, comme le remarque Bhalla (2002), la présence dans l'échantillon des pays d'Europe de l'Est et des anciennes républiques soviétiques biaise l'estimation ; en effet, ces pays ont connu à la fois une hausse des inégalités et une baisse des niveaux de vie avec une diminution de 1 % du revenu moyen se traduisant en moyenne par une baisse de 1,6 % du revenu du premier quintile durant la période 1980-2000, soit une élasticité de l'ordre de 1,6 ; or cette forte élasticité s'interprète de manière totalement inverse de la manière dont elle s'interpréterait si le revenu moyen avait augmenté et non diminué, sachant que l'expérience des anciens pays socialistes (combinaison de hausse des inégalités et de baisse des revenus) est historiquement inédite ; plus géné-

ralement, ce problème se pose de la même manière pour tous les pays en récession.

La relative fragilité des conclusions de Dollar et Kraay est mise en évidence par Ghura, Leite et Tsangarides (2002). Partant de la même base de données que Dollar et Kraay et employant la même méthode d'estimation en complétant la liste des variables explicatives, ils aboutissent à une élasticité du revenu moyen des pauvres au revenu moyen de la population égale à 0,82, statistiquement différente de l'unité au niveau 2 %. Ce résultat n'est cependant pas totalement comparable à celui obtenu par Dollar et Kraay dans la mesure où les échantillons sont différents, du fait de la sélection opérée par l'ajout de variables explicatives. Il n'en souligne pas moins la fragilité des conclusions de Dollar et Kraay. Les auteurs en déduisent la nécessité d'employer une méthode d'estimation plus robuste à l'incertitude sur la liste des variables explicatives du modèle et utilisent une procédure d'estimation bayésienne. Ils obtiennent alors une élasticité plus forte – 0,94 – mais toujours statistiquement inférieure à l'unité.

Nous ne commentons pas en détail ici les conclusions de Bhalla (2002), qui construit ses propres données en combinant résultats d'enquêtes et comptes nationaux. Bhalla aboutit à des taux de pauvreté beaucoup plus faibles que les données habituelles et à des élasticités pauvreté-croissance supérieures à celles des autres études (d'où son affirmation selon laquelle « la croissance suffit pour réduire la pauvreté »). Toutefois, sa méthode nous semble incohérente dans la mesure où il ajuste les moyennes des enquêtes aux données de comptabilité nationale qu'il considère de meilleure qualité sans justifier pour autant son hypothèse.

En résumé, la littérature empirique tend à montrer qu'en moyenne, la croissance serait, au pire, légèrement inégalitaire et au mieux neutre sur la distribution¹. L'absence de résultats probants observés dans le passé pour les politiques de redistribution induit à penser que les politiques de croissance sont plus faciles à concevoir et à mettre en œuvre. Cependant, une telle conclusion n'est pas nécessairement justifiée. En premier lieu, l'approche économétrique qui par nature fournit des estimations « en moyenne », ne signifie pas pour autant que la croissance *pro-pauvres* soit irréalisable. En second lieu, les résultats de la littérature empirique présentés ci-dessus nous renseignent sur la façon dont ont évolué dans le passé croissance et inégalités, et leur conséquence en termes de pauvreté, mais ne nous disent rien sur les mécanismes de transmission des unes aux autres. Pour ce faire, une approche moins positive et plus normative est nécessaire. Ce sont ces deux directions qu'il convient d'explorer maintenant.

1. Pour une revue de la littérature sur ce point, voir Cling *et al.*, 2004.

2.2. La croissance *pro-pauvres* existe-elle ?

L'examen de la base de données utilisée par Dollar et Kraay montre l'importance de l'hétérogénéité sous-jacente à la relation moyenne entre croissance et inégalité. Le tableau 2 illustre clairement la diversité des situations individuelles ou régionales. L'ensemble des 234 épisodes de croissance positive de la base a été réparti en quatre classes, suivant leur caractère plus ou moins redistributif :

- *fortement pro-pauvres*, si l'élasticité du revenu moyen du quintile le plus pauvre par rapport au revenu moyen global est supérieure à 2 ;
- *modérément pro-pauvres* si elle est comprise entre 1 et 2 ;
- *inversement, croissance très inégalitaire* ou *très régressive* lorsque le revenu des plus pauvres augmente moins de deux fois moins vite que l'ensemble ;
- *modérément inégalitaire* ou *régressive* si l'élasticité est comprise entre 0,5 et 1.

Tableau 2. – Répartition des épisodes de croissance selon leurs effets en termes d'inégalité de revenus

Zone ou groupe de revenus	Épisodes de croissance			
	Très régressive	Modérément régressive	Modérément pro-pauvres	Fortement pro-pauvres
Asie de l'Est & Pacifique	15 (26,3 %)	16 (28,1 %)	18 (31,6 %)	8 (14,0 %)
Europe & Asie centrale	6 (42,9 %)	1 (7,1 %)	7 (50,0 %)	0 (0,0 %)
Amérique latine & Antilles	20 (43,5 %)	5 (10,9 %)	8 (17,4 %)	13 (28,3 %)
Moyen Orient & Afrique du Nord	3 (17,65 %)	3 (17,65 %)	6 (35,4 %)	5 (29,4 %)
Asie du Sud	5 (25,0 %)	5 (25,0 %)	7 (35,0 %)	3 (15,0 %)
Afrique subsaharienne	10 (66,7 %)	0 (0,0 %)	4 (26,7 %)	1 (6,7 %)
OCDE	15 (23,1 %)	13 (20,0 %)	20 (30,8 %)	17 (26,15 %)
Pays à revenu faible	11 (33,3 %)	6 (18,2 %)	13 (39,4 %)	3 (9,1 %)
Pays à revenu intermédiaire, tranche inférieure	19 (33,3 %)	10 (17,5 %)	14 (24,6 %)	14 (24,6 %)
Pays à revenu intermédiaire, tranche supérieure	21 (45,65 %)	4 (8,7 %)	13 (28,3 %)	8 (17,4 %)
Pays à revenu élevé	23 (23,5 %)	23 (23,5 %)	30 (30,6 %)	22 (22,45 %)
Total	74 (31,6 %)	43 (18,4 %)	70 (29,9 %)	47 (20,1 %)

Source : Dollar et Kraay, 2002. Les données peuvent être obtenues à l'adresse suivante : <http://www.worldbank.org/research/growth>.

Ce tableau montre que les épisodes de croissance se répartissent de façon à peu près égale entre épisodes *pro-pauvres* et épisodes *régressifs*. De plus, plus de la moitié des épisodes s'accompagne de changements distributifs très prononcés (élasticité supérieure à 2 ou inférieure à 0,5). Ainsi, la croissance *fortement pro-pauvres*, représente un peu plus de 20 % de l'ensemble des épisodes, tandis que près d'un sur trois correspond à une croissance *très régressive*.

Cet examen rapide suggère que les élasticités moyennes proches de l'unité identifiée par l'économétrie de la croissance ne pourraient être qu'un effet d'optique. L'estimation économétrique « écrase » en effet singulièrement la variance observée dans tous les types de pays. Au total, même si un fort niveau de développement semble limiter les chocs distributifs les plus négatifs sur les pauvres, il n'y a pas de fatalité à ce que les pays parmi les plus pauvres ne puissent redistribuer en direction des plus démunis. De plus il ne semble pas y avoir d'arbitrage entre croissance et réduction de la pauvreté : la croissance *pro-pauvres* existe bien. Ces résultats seront mobilisés pour calibrer les simulations de la section suivante.

La seconde façon d'analyser les liens entre pauvreté, croissance et inégalités consiste à dériver des propriétés analytiques de la relation entre ces trois éléments moyennant un certain nombre d'hypothèses concernant la distribution et son évolution. Sous l'hypothèse de log-normalité des revenus, dont de nombreux travaux ont montré qu'elle constitue une excellente approximation, Bourguignon (2002) montre que l'élasticité du taux de pauvreté au revenu moyen est une fonction positive du niveau de développement¹ et négative de l'écart-type de la distribution du logarithme du revenu.

Les exemples présentés dans le tableau 3 illustrent cette relation. Alors que les niveaux de consommation par habitant du Mexique et de la Turquie sont très proches, l'élasticité du taux de pauvreté extrême à la consommation moyenne est deux fois supérieure dans ce dernier pays, en raison du niveau d'inégalités observé relativement faible. De la même manière, l'élasticité du taux de pauvreté de la Turquie est aussi deux fois supérieure à celle du Ghana dont le niveau de développement est plus de quatre fois inférieur (alors que les indices de Gini sont équivalents). Ces exemples suggèrent que le poids des inégalités dans la détermination du niveau de sensibilité de la pauvreté à la croissance est prépondérant.

1. Mesuré par le rapport entre le niveau de consommation moyen par tête et la ligne de pauvreté.

Tableau 3. – Valeur théorique de l'élasticité du taux de pauvreté extrême au revenu moyen pour une sélection de pays

Pays	Consommation par tête en 2001 (\$ PPA)	Indice de Gini*	Élasticité du taux de pauvreté au revenu moyen (2001)
Ghana	577	41	0,9
Mexique	2 536	55	0,9
Turquie	2 539	40	1,8

Source : Banque mondiale, base PovcalNet, 2004, calculs des auteurs.

* Mesuré en 1998 pour Ghana et en 2000 pour le Mexique et la Turquie.

Quelle est la portée de ce résultat théorique ? Bourguignon (2002) estime un modèle dans lequel la variation observée du taux de pauvreté est régressée sur la valeur théorique de l'élasticité multipliée par le taux de croissance du revenu moyen. Sous l'hypothèse de log-normalité de la distribution des revenus, le coefficient de cette variable devrait être égal à l'unité. Les résultats tendent à confirmer cette hypothèse. Cependant, bien que le R^2 soit élevé, il demeure nettement inférieur à l'unité (0,59), ce qui suggère que l'interaction entre pauvreté, inégalités et croissance est plus complexe que celle que l'on peut capturer en supposant que la distribution est log-normale.

Ces différents résultats suggèrent que les inégalités constituent bien une dimension importante du problème à ne pas négliger dans la lutte contre la pauvreté. Pour Bourguignon, la réduction des inégalités génère un « double dividende » : non seulement elle contribue à réduire la pauvreté à travers un pur effet de redistribution, mais de plus cette baisse entraîne une accélération du rythme de réduction de la pauvreté, car l'élasticité du taux de pauvreté au revenu moyen dépend de façon étroite et négative du degré d'inégalité des revenus¹. Dès lors la question à laquelle il est intéressant de répondre concerne l'ampleur de ce double dividende. Plus précisément, est-il possible de parvenir à croître tout en redistribuant en direction des plus pauvres ? Dans l'affirmative, peut-on quantifier les gains générés par la réduction des inégalités lorsque la croissance s'accompagne de redistribution ?

3. QUEL ARBITRAGE CROISSANCE/INÉGALITÉS POUR ATTEINDRE LE PREMIER DES OBJECTIFS DU MILLÉNAIRE ?

Dans cette section, nous procédons à une simulation numérique dérivée des discussions ci-dessus (pour les détails de la méthode, voir

1. On peut même parler de « triple dividende » si l'on admet que la réduction des inégalités accélère la croissance.

Cling *et al.*, 2004). En mobilisant les résultats de la section précédente, nous cherchons à éclairer à quelles conditions, en termes d'arbitrage croissance/distribution, l'objectif de réduction de moitié entre 1990 et 2015 de l'incidence de la pauvreté – objectif aujourd'hui largement repris par les DSRP nationaux – pourra être atteint.

Au cours de la période récente, les publications se sont multipliées pour étudier la faisabilité de cet objectif. Désormais, la Banque mondiale présente chaque année dans ses *Global Economic Prospects* des estimations du taux de pauvreté extrême par grandes zones de développement à l'horizon 2015. Le point commun à ces études est qu'elles utilisent des méthodes de régression linéaire pour obtenir une estimation de l'élasticité du taux de pauvreté extrême au revenu ou à la consommation privée par tête. Plus généralement, quelle que soit la sophistication des calculs, les projections issues de ces travaux font au mieux l'hypothèse d'une élasticité-revenu du taux de pauvreté constante, qu'elle soit uniforme pour l'ensemble des PED ou différenciée par pays ou régions. La possibilité de parvenir ou non à l'objectif fixé en termes de réduction de la pauvreté dépend alors uniquement du taux de croissance projeté par les auteurs. Or, même en n'introduisant pas d'effet positif de la réduction des inégalités sur la croissance, dont la validité empirique reste encore à asseoir, la non-prise en compte du « double dividende » de la baisse des inégalités sur la pauvreté mentionné plus haut conduit à en sous-estimer l'impact et partant à négliger l'intérêt potentiel des politiques de redistribution. De fait, la Banque mondiale tend à mettre l'accent sur l'importance déterminante de la croissance dans la lutte contre la pauvreté et à reléguer les autres facteurs au second plan.

3.1. Comment peut évoluer la pauvreté absolue d'ici à 2015 ?

L'approche adoptée ici vise à combler cette lacune. Elle s'appuie sur le résultat établi par Bourguignon, sous l'hypothèse de log-normalité de la distribution des revenus, et utilise les données employées par la Banque mondiale pour établir ses prévisions d'évolution de la pauvreté disponibles sur son site depuis juin 2004¹. Entièrement constituée à partir de résultats d'enquêtes auprès des ménages, cette base de données fournit toutes les informations nécessaires à la simulation : indice de Gini, taux de pauvreté absolue à 1 dollar PPA, part du premier quintile dans le total des revenus et niveau de consommation privée par tête pour une ou plusieurs années au cours de la période de référence (1990-2001). Pour un total de 93 pays et moyennant une série d'hypothèses complémentaires, l'évolution de la pauvreté extrême a été simulée jusqu'en 2015, année par année. Comme l'originalité du travail repose sur la décom-

1. Il s'agit de la base PovcalNet (<http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/jsp/index.jsp>).

position comptable de l'élasticité du taux de pauvreté, qui varie en fonction du niveau de développement et de la distribution, deux scénarios de croissance et d'évolution des inégalités ont été croisés. Si l'objet de l'exercice est principalement heuristique, nous avons cependant retenu un jeu d'hypothèses relativement réalistes : parmi les deux scénarios de croissance mondiale utilisés, l'un correspond à la projection la plus récente de la Banque mondiale (2005) et l'autre à la prolongation pure et simple des rythmes de croissance observés dans chaque région du monde au cours des années 1990. Par ailleurs, les plages de variation des inégalités sont compatibles avec celles observées dans le passé (cf. tableau 2). La question à laquelle nous cherchons à répondre concerne l'ampleur du « double dividende ». Plus précisément, dans quelle mesure et à quelles conditions la lutte contre les inégalités est-elle susceptible de faciliter l'atteinte de l'objectif fixé en termes de réduction de la pauvreté ?

La simulation démarre à partir de l'année 2002. La population des pays retenus se montait en 2001 à 4 753 millions d'habitants, soit 92 % de l'ensemble des pays en développement. Selon nos estimations, cette population comportait alors 989 millions de pauvres, correspondant à un taux de pauvreté extrême égal à 20,8 %, soit un taux très proche des 21,1 % obtenus par la Banque mondiale (2005) pour l'ensemble des pays en développement les pourcentages correspondants pour 1990 sont respectivement de 27,8 % et 27,9 %.

Le tableau 4 présente les résultats de nos estimations selon les deux scénarios de croissance mentionnés ci-dessus. Les colonnes 2 à 5 du tableau présentent les estimations du nombre et du pourcentage de pauvres dans les pays de notre échantillon en 1990 (colonnes 2 et 3) et 2001 (colonnes 4 et 5)¹. La colonne 6 présente les hypothèses de croissance de la consommation par tête pour chaque zone en fonction du scénario considéré (dans le scénario 1, nous supposons que la consommation privée globale évoluera au même rythme que le PIB). Les colonnes suivantes montrent les résultats des simulations selon trois hypothèses distributives :

1. En effet, les taux de pauvreté en 1990 et 2001 ne sont que rarement observés. Tous les pays de notre échantillon ont réalisé une ou plusieurs enquêtes auprès des ménages entre 1990 et 2001. L'estimation de l'incidence de la pauvreté en 1990 est effectuée à partir du taux de pauvreté fourni par l'enquête la plus proche de cette date, en appliquant à la consommation moyenne estimée par l'enquête, le taux de croissance moyen sur la période de la consommation privée agrégée par tête, publié par les World Development Indicators. Étant donné que l'agrégat de consommation privée publié par les Comptes Nationaux et la consommation moyenne calculée par les enquêtes n'évoluent pas au même rythme, nous appliquons un coefficient correcteur, de façon à simuler l'évolution de la consommation telle que mesurée par les enquêtes à partir de l'évolution de la consommation agrégée (cf. Cling *et al.*, 2004, pour plus de détails). La même méthode est employée pour 2001. En revanche aucun coefficient correcteur n'est appliqué pour les simulations de 2002 à 2015.

Tableau 4. – Évolution simulée de la pauvreté absolue selon plusieurs scénarios de croissance

Zone ou pays	SIMULATIONS POUR L'ANNÉE 2015										
	1990		2001		TCAM* PIB/hab de 2002 à 2015	Croissance neutre		Croissance pro pauvres		Croissance régressive	
	Nbre de pauvres (millions)	%	Nbre de pauvres (millions)	%		Nbre de pauvres (millions)	%	Nbre de pauvres (millions)	%	Nbre de pauvres (millions)	%
<i>Scénario 1 : scénario de base de la Banque mondiale</i>											
Asie de l'Est & Pacifique	443,0	29,0	256,6	14,7	5,5	96,0	4,9	51,1	2,6	109,1	5,6
Europe & Asie centrale	3,7	0,8	20,0	4,4	4,1	7,0	1,5	5,0	1,1	8,0	1,7
Amérique latine & Antilles	46,4	12,2	47,8	10,4	1,8	46,3	8,4	45,7	8,3	46,6	8,5
Moyen Orient & Afrique du Nord	4,0	2,2	4,4	2,0	2,5	3,0	1,1	2,4	0,8	3,2	1,2
Asie du Sud	457,5	41,5	420,1	31,1	4,1	191,8	11,7	120,5	7,3	225,5	13,7
Afrique subsaharienne	167,7	42,7	239,6	46,2	1,5	269,0	40,6	265,5	40,1	270,4	40,9
Chine	373,8	32,9	211,6	16,6	5,5	81,7	5,9	45,2	3,3	91,2	6,6
Inde	357,4	42,1	345,8	33,5	4,1	156,7	12,7	98,7	8,0	184,1	14,9
Hors Chine et Inde	391,1	12,3	431,1	17,6	3,1	374,8	12,8	346,2	11,8	387,5	13,3
Total	1 122,3	27,8	988,5	20,8	3,8	613,2	11,1	490,0	8,8	662,8	12,0
<i>Scénario 2 : chaque pays a, jusque 2015, une croissance identique à celle de la période 1990-2001</i>											
Asie de l'Est & Pacifique	443,0	29,0	256,6	14,7	4,9	107,8	5,5	65,5	3,4	119,7	6,2
Europe & Asie centrale	3,7	0,8	20,0	4,4	0,0	25,7	5,5	26,8	5,8	24,5	5,3
Amérique latine & Antilles	46,4	12,2	47,8	10,4	2,0	48,1	8,8	47,4	8,6	48,4	8,8
Moyen Orient & Afrique du Nord	4,0	2,2	4,4	2,0	1,1	4,5	1,6	4,3	1,5	4,6	1,7
Asie du Sud	457,5	41,5	420,1	31,1	1,4	384,0	23,4	365,6	22,2	390,6	23,8
Afrique subsaharienne	167,7	42,7	239,6	46,2	0,1	305,9	46,2	305,2	46,1	305,3	46,1
Chine	373,8	32,9	211,6	16,6	7,8	80,4	5,8	43,4	3,1	90,1	6,5
Inde	357,4	42,1	345,8	33,5	2,8	308,7	25,1	292,9	23,8	314,4	25,5
Hors Chine et Inde	391,1	12,3	431,1	17,6	1,0	486,9	16,7	478,4	16,4	488,8	16,7
Total	1 122,3	27,8	988,5	20,8	2,1	875,9	15,8	814,7	14,7	893,2	16,1

Source : Banque mondiale, Indicateurs du développement dans le monde, 2004 ; Banque mondiale, *Global Economic Prospects*, 2005 ; Banque mondiale, site PovcalNet : <http://iresearch.worldbank.org/Povcal/Net/jsp/index.jsp> ; nos propres calculs.

- croissance *neutre*, qui correspond à une croissance de la consommation moyenne du premier quintile égale à celle de la croissance globale de la consommation ;
- croissance *pro-pauvres* ; nous retenons l'hypothèse qu'en moyenne la consommation privée par tête du premier quintile croît deux fois plus vite que celle de l'ensemble de la population ;
- croissance *régressive*, simulée en supposant au contraire que la consommation moyenne dans le premier quintile croît deux fois moins vite que celle du reste de la population¹.

1. Afin d'éviter l'erreur de Dollar et Kraay (2002) concernant les épisodes de croissance négative, l'élasticité retenue dans ce cas sous l'hypothèse de croissance *pro-pauvre* est fixée à 0,5 ce qui correspond à une baisse de la consommation du quintile le plus pauvre deux fois moins rapide que celle de l'ensemble de la population ; et réciproquement pour la croissance *régressive*.

Au niveau mondial, le résultat de notre simulation à l'horizon 2015 pour le pourcentage de la population vivant dans une situation d'extrême pauvreté (soit 11,1 % de la population mondiale) dans l'hypothèse de croissance neutre basée sur le scénario de base de la Banque mondiale, est très proche de la prévision de la Banque mondiale présentée dans son *Global Economic Prospects* (10,2 %, voir tableau 1 ci-dessus), en partant d'un pourcentage équivalent en 1990 (27,8 % contre 27,9 %). Les résultats en niveau (nombre de pauvres) ne sont par contre pas comparables puisque nos simulations s'appuient sur un sous-échantillon de la population des pays en développement.

Pour les raisons indiquées dans le texte, les chiffres du tableau 4 sont légèrement différents de ceux de la Banque mondiale repris dans le tableau 1 pour 1990 et pour 2015 (nos prévisions étant établies de manière différente et en partant d'une situation initiale qui n'est pas la même). La comparaison des différents taux de pauvreté obtenus selon les effets supposés de la croissance sur les inégalités montre que le « double dividende » de la réduction des inégalités est loin d'être négligeable. Ainsi, pour l'hypothèse de base de la Banque mondiale en termes de croissance mondiale (scénario 1), le nombre de pauvres est réduit de plus de 120 millions si la croissance est *pro-pauvres* par rapport à la situation où elle est *neutre* et de 170 millions par rapport à la croissance *régressive*. Quel que soit le scénario, le recul du nombre de pauvres est supérieur à 60 millions et il est d'autant plus important que la croissance est forte, conformément à la formule établie par Bourguignon. À l'échelle de l'ensemble des PED, le premier OMD serait atteint pour le scénario 1 dans tous les cas de figure. En revanche, dans l'hypothèse reprenant la tendance passée (scénario 2), seule la croissance *pro-pauvres* permettrait presque la division de l'incidence de la pauvreté par deux entre 1990 et 2015.

Le tableau 4 présente aussi des résultats des simulations pour la Chine et l'Inde, deux pays où vivaient près des deux tiers des pauvres au niveau mondial en 1990. Les écarts entre les différents types de croissance sont très significatifs à l'horizon 2015, particulièrement dans le cas de l'Inde où le nombre et la proportion de pauvres sont les plus importants des deux pays : par exemple, les résultats de notre simulation suggèrent que si, conformément au scénario de la Banque mondiale, l'Inde croît à un rythme annuel de 4,1 % jusqu'en 2015, une croissance *pro-pauvres* permettrait de réduire le nombre de pauvres d'environ 60 millions supplémentaires par rapport à une croissance *neutre*. Selon ce scénario, l'incidence de la pauvreté deviendrait très faible (inférieure à 7 %) en Chine quel que soit le type de croissance, tandis que le nombre de pauvres ne connaîtrait qu'une légère diminution hors Chine et Inde, et augmenterait d'environ 100 millions en Afrique subsaharienne.

L'examen des résultats par région montre cependant que l'ampleur des gains en termes de réduction de la pauvreté liés à une croissance *pro-pauvres* varie sensiblement d'une zone à l'autre. En effet, comme énoncé précédemment, le caractère *pro-pauvres* de la croissance est d'autant plus bénéfique que celle-ci est forte. Il s'agit là, à la fois, d'un simple effet de redistribution, lié au fait que plus la croissance est forte et plus la quantité de revenus à redistribuer vers les pauvres est élevée et d'une manifestation du double dividende, provenant du fait que plus la croissance est forte et plus le niveau de développement augmente rapidement, entraînant un accroissement de la sensibilité du taux de pauvreté au taux de croissance. Ces effets sont ensuite naturellement d'autant plus forts que le revenu de départ est lui-même élevé.

L'analyse ci-dessus explique que la croissance *pro-pauvres* ait autant d'effet pour l'Asie du Sud par exemple et au contraire si peu d'effet pour la zone Afrique subsaharienne : pour le continent dans son ensemble, et ceci quel que soit le scénario considéré, les différents types de croissance aboutissent à des résultats remarquablement proches en termes de nombre de pauvres et de pourcentage de la population vivant dans une situation d'extrême pauvreté ; selon nos simulations, ce pourcentage atteindrait autour de 40 % à l'horizon 2015 dans le scénario 1 et environ 46 % dans le scénario 2.

3.2. Niveau de développement et inégalités structurelles : le poids du passé

La médiocre performance de l'Afrique subsaharienne pour l'évolution prévue de la pauvreté – quel que soit le scénario retenu – s'explique par la combinaison de plusieurs facteurs qui se renforcent mutuellement. D'une part, les prévisions de croissance, nettement inférieures à celles des autres zones (+ 1,5 % dans le cas le plus favorable contre + 3,8 % en moyenne), ont un impact direct sur la réduction de la pauvreté. D'autre part, l'Afrique pâtit d'un plus faible niveau de développement initial et d'un niveau élevé des inégalités de revenus, ce qui lui confère une faible valeur moyenne de l'élasticité du taux de pauvreté au revenu.

Tableau 5. – Taux de croissance nécessaire pour diviser par deux le taux de pauvreté absolue d'ici 2015

(1) Pays	(2) Gini	(3) Consommation privée par habitant en 2001 (\$ PPA année 1993)	(4) % de pauvres en 1990	(5) Taux de croissance de 1990 à 2001 (moyenne annuelle)	(6) % de pauvres en 2015 si la croissance est identique à celle des années 90	(7) Taux de croissance annuel requis pour parvenir à l'objectif	(8) Différence (7)-(5)
Botswana	66,7 ^b	1 624	31,3	1,5	26,2	7,8	6,3
Burundi	42,4 ^e	478	42,4	-2,8	77,2	7,0	9,8
Centrafrique	61,3 ^b	491	66,2	-0,5	69,7	9,7	10,3
Côte d'Ivoire	43,8 ^e	1 122	10,1	0,4	14,3	5,9	5,5
Ethiopie	30,0 ^e	672	35,6	2,4	11,8	0,9	-1,5
Madagascar	47,5 ^h	483	45,8	-0,5	63,7	8,0	8,5
Malawi	50,3 ^d	753	46,8	2,3	30,5	4,5	2,1
Mozambique	39,6 ^e	634	35,2	-1,2	43,6	4,4	5,6
Namibie	74,3 ^b	2 415	35,6	1,7	30,3	9,7	8,0
Nigeria	50,6 ^e	412	59,1	-0,1	70,9	8,5	8,6
Afrique du Sud	57,8 ^g	2 536	10,0	0,1	10,6	5,9	5,8
Ouganda	43,1 ^f	274	86,7	2,2	68,7	6,2	4,0
Tanzanie	59,0 ^a	796	48,8	1,0	42,8	7,2	6,2
Brésil	59,3 ^b	3 605	14,0	3,0	5,6	1,3	-1,7
Mexique	54,9 ^g	2 536	16,1	1,3	8,3	1,5	0,2
Panama	56,6 ^g	4 321	12,1	2,4	5,0	1,1	-1,3
Bangladesh	31,8 ^g	591	36,3	0,8	30,2	3,0	2,2
Inde	32,5 ^f	602	42,1	1,4	25,1	2,2	0,8
Chine	44,7 ^h	1 322	32,9	5,6	5,8	0,1	-5,6
Philippines	46,1 ^g	1 280	20,0	1,1	13,1	2,7	1,6
Thaïlande	43,2 ^g	1 654	6,4	2,6	1,1	-3,3	-5,8
Vietnam	36,1 ^e	862	18,2	5,0	4,6	2,4	-2,6

Source : Banque mondiale, base PovcalNet, 2004 ; calculs des auteurs.

Année de l'enquête utilisée pour le calcul du coefficient de Gini : (a) 1991 ; (b) 1993 ; (c) 1996 ; (d) 1997 ; (e) 1998 ; (f) 1999 ; (g) 2000 ; (h) 2001.

Pour que les pays africains atteignent l'objectif fixé en termes de réduction de la pauvreté, il faudrait qu'ils connaissent jusque l'année 2015 une croissance particulièrement forte du revenu par tête. C'est ce que montre le tableau 5, dans lequel, pour une sélection de pays, nous avons reporté le taux de croissance annuel moyen de la consommation par habitant nécessaire pour parvenir à l'objectif. Pour la plupart des pays africains retenus, le niveau de croissance requis pour parvenir à réduire de moitié le niveau de la pauvreté extrême est très élevé et nettement supérieur à celui qu'ils ont connu au cours de la dernière décennie.

Le tableau montre également que, pour un même niveau de développement, ce sont les pays où l'inégalité est la plus faible qui ont le plus de chances de parvenir à l'objectif. La comparaison entre le Malawi et la Tanzanie est à cet égard éclairante : bien que partant d'un niveau de développement et d'un taux de pauvreté similaires, le rythme de croissance (neutre) nécessaire pour atteindre l'objectif du Millénaire est beaucoup moins contraignant pour le Malawi parce que le niveau des inégalités y est sensiblement inférieur. Le même constat peut être fait pour le Mozambique et l'Éthiopie. Dans l'ensemble, la plupart des pays africains ne pourront pas relever le défi, à moins d'une rupture historique radicale, à l'inverse de nombreux autres PED, pour qui le rythme de croissance de la décennie 1990 est supérieur au rythme requis.

Plus généralement, bien que la valeur de l'élasticité du taux de pauvreté absolue au revenu soit une fonction croissante du niveau de développement et décroissante du niveau des inégalités, la façon dont cette valeur varie n'est pas linéaire. Pour illustrer ce point, nous avons simulé l'évolution de l'élasticité moyenne sur une période de 15 ans pour les pays de notre échantillon en supposant un taux de croissance commun égal à 3,8 % par an (scénario 1). Même s'il est difficile de « normer » l'arbitrage entre croissance et inégalités, il semble que l'évolution de l'élasticité soit plus sensible au second facteur. En premier lieu, on observe que la croissance, lorsqu'elle est neutre, contribue peu à modifier la valeur de l'élasticité. En second lieu, il apparaît que pour les pays où l'inégalité est très élevée (cas de l'Amérique latine) ou pour ceux dont le niveau de développement très faible est combiné à des inégalités substantielles (cas de l'Afrique subsaharienne), les effets bénéfiques de la dimension *pro-pauvres* de la croissance prennent beaucoup de temps à se manifester. La comparaison de l'évolution de l'élasticité entre l'Afrique subsaharienne et l'Asie du Sud est éclairante sur ce point. Malgré un niveau de consommation par tête similaire, le niveau très supérieur des inégalités en Afrique conduit à accroître l'élasticité moyenne (moyenne arithmétique) de 0,8 en 2001 à 1,5 en 2015 en cas de croissance *pro-pauvres* (et à seulement 0,9 si la croissance est neutre) ; le niveau et l'accroissement de l'élasticité sont beaucoup plus importants en Asie du Sud (de 1,4 en 2001 à 3,1 ou 3,8 en 2015 suivant le type de croissance).

Au bout du compte, les simulations montrent que, si les conditions sont réunies, les bénéfices des politiques de redistribution en termes de lutte contre la pauvreté peuvent être potentiellement beaucoup plus importants que les méthodes de calcul traditionnelles pourraient le laisser penser. Le fameux « double dividende » de la réduction des inégalités sur la pauvreté doit être pris en compte. Cependant, l'évolution de l'élasticité du taux de pauvreté s'avère très sensible aux conditions initiales, les pays pauvres et inégalitaires étant de ce point de vue doublement handicapés. Le poids *a priori* prépondérant des inéga-

lités structurelles devrait conduire à envisager sérieusement la possibilité de mettre en œuvre des politiques de redistribution radicales, qui, pour peu qu'elles n'inhibent pas de façon trop marquée la croissance (elles pourraient même avoir l'effet inverse), seraient susceptibles d'engendrer des effets dynamiques particulièrement favorables. Vaste programme, s'il en est ! A la fois pour éviter les ruptures qu'un tel choc pourrait causer (l'expérience en cours au Zimbabwe étant là pour inciter à la prudence), mais aussi pour en imaginer les modalités opératoires (quel type de redistribution : revenus, patrimoine, facteurs, etc. ?) et bien sûr l'économie politique.

CONCLUSION

La prééminence accordée à la croissance comme instrument de lutte contre la pauvreté par un courant d'économistes dont Dollar et Kraay se sont fait le porte-drapeau a conduit à négliger d'autres éléments tout aussi importants, relatifs aux questions d'inégalités au sens large, qui peuvent aussi être reliés à la question générale de l'organisation sociale et de la participation citoyenne désignée en anglais sous le terme d'*empowerment*. Ce choix des IBW influence directement les politiques de réduction de la pauvreté ; celles-ci négligent largement, voire s'opposent à toute politique active de réduction des inégalités.

Nous avons montré dans ce chapitre la nécessité d'élargir la perspective en mettant empiriquement en évidence l'impact d'une réduction du niveau des inégalités de revenu dans un pays sur l'évolution de la pauvreté monétaire à long terme, sans pour autant entrer dans l'analyse du contenu de ce type de politiques. L'importance de cet élargissement est d'autant plus grande qu'il est manifeste que les objectifs que s'est assignée la communauté internationale en termes de réduction de la pauvreté ne seront pas tenus, au moins pour des continents entiers tels que l'Afrique subsaharienne. La prudence s'impose d'ailleurs en ce qui concerne la prédiction faite par la Banque mondiale d'une division par deux de la pauvreté au niveau mondial entre 1990 et 2015, si on se rappelle que la même prévision avait déjà été effectuée en 1990 pour la période 1985-2000 alors que le pourcentage global a finalement à peine diminué au cours de cette période. Dans le même ordre d'idées, rappelons aussi l'incertitude considérable affectant ces statistiques sur le passé mise en évidence notamment par le débat suscité par Bhalla, qui ne pourra être réduite à long terme qu'au prix d'un effort considérable d'investissement dans ce domaine.

Quoi qu'il en soit, notre analyse nous conduit à affirmer que la croissance ne suffit pas pour la réduction de la pauvreté ; elle en est une condition nécessaire mais doit s'accompagner de la mise en place de politiques de réduction des inégalités présentes et futures. Pour cette raison, nous préconisons de ne pas se limiter à l'approche à la fois

consensuelle et réductrice de la lutte contre la pauvreté, porteuse d'ambiguïtés et source potentielle de fortes désillusions comme on l'a vu, mais d'élargir le champ à la lutte contre les inégalités et l'exclusion. Il serait d'ailleurs utile que des travaux ultérieurs aillent plus loin dans cette voie, en évaluant précisément l'impact sur la pauvreté de mesures bénéficiant directement à des populations démunies ciblées, comparé à celui de mesures indirectes agissant à travers la réduction des inégalités. Il conviendrait aussi de mieux apprécier l'ampleur possible du « double dividende » mis en évidence par cet article à partir d'une évaluation rétrospective des politiques redistributives menées dans quelques pays, et de leur impact en matière de pauvreté et d'inégalités.

Pour prendre en compte la relation entre croissance-pauvreté et inégalités dans toute sa complexité, un approfondissement de l'effort méthodologique engagé par les chercheurs au cours des dernières années est enfin nécessaire. Cet approfondissement devrait viser d'une part à éviter l'arbitraire habituel dans le choix des indices et des seuils de pauvreté monétaire, et d'autre part à dépasser une approche globale dans le but de tirer tout le bénéfice potentiel de l'information individuelle procurée par les enquêtes auprès des ménages.

BIBLIOGRAPHIE

- Banque mondiale, *Global Economic Prospects and the Developing Countries 2005*, Washington, D.C., 2005.
- Bhalla S., *Imagine There's No Country: Poverty, Inequality and Growth in the Era of Globalization*, Washington, D.C., Institute for International Economics, 2002.
- Bourguignon F., « The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods », *Working paper* n° 2002-03, Paris, DELTA, 2002.
- Chen S. et Ravallion M., « How Have the World's Poorest Fared Since the Early 1980s ? », *Working paper*, n° 3341, Washington, D.C., Banque mondiale, June 2004.
- Cling J.P., Vreyer P. de, Razafindrakoto M., Ronbaud F., « La croissance ne suffit pas pour réduire la pauvreté », *Revue Française d'Économie*, vol. XVIII, p. 137-187, janvier 2004.
- Cling J.P., Razafindrakoto M. et Ronbaud F., *Les nouvelles stratégies internationales de lutte contre la pauvreté*, Paris, IRD-Economica, 2003.
- Deaton A., « Measuring poverty in a growing world (or measuring growth in a poor world) », *BREAD Working Paper*, n° 036, Princeton, July 2003.
- Dollar D. et Kraay A., « Growth is good for the poor », *Journal of Economic Growth*, Vol. 7 n° 3, p. 195-225, September 2002.
- Ghura D. *et al.*, « Is Growth Enough ? Macroeconomic Policy and Poverty Reduction », *Working Paper*, n° 02/112, Washington D.C., FMI, July 2002.
- Reddy S. J. et Pogge T. W., *How Not to Count the Poor*, New York, Columbia University, March 2003.

- Sala-i-Martin X., « The World Distribution of Income (Estimated from Individual Country Distributions) », *Working Paper*, 8933, Washington, D.C., NBER, 2002.
- Wade R. H., « Is Globalization Reducing Poverty and Inequality ? » *World Development*, Vol. 32, n° 4, p. 567-589, April 2004.

DÉVELOPPEMENT FINANCIER, INSTABILITÉ FINANCIÈRE ET RÉDUCTION DE LA PAUVRETÉ

Sylviane Guillaumont Jeanneney
Kangni Kpodar¹

Il est largement admis que la croissance économique est un puissant moteur pour réduire la pauvreté (Bruno, Ravallion et Squire, 1998). Cependant, il se peut que dans certains pays les bénéfices de la croissance soient réduits ou annihilés par l'accroissement des inégalités pouvant accompagner la croissance. En effet, de nombreux facteurs qui sont considérés par la littérature comme affectant la croissance économique, tels que la stabilité macroéconomique, l'ouverture au commerce international, l'importance des dépenses publiques, les règles de droit ou le développement financier, peuvent également influencer, dans un sens ou dans un autre, la part du revenu des pauvres dans le revenu national. C'est pourquoi de nos jours, dans la communauté internationale, l'objectif est de rendre la croissance économique plus favorable aux pauvres grâce à des interventions publiques spécifiques, principalement dans les domaines de la santé, de l'éducation primaire et de la productivité dans les zones rurales (Dollar et Kraay, 2002). Comme Ravi Kanbur (2001)² l'a souligné, il y a un bon nombre de preuves empiriques que la croissance du revenu réel par tête est corrélé entre pays et à travers le temps à une réduction d'un indicateur national de pauvreté monétaire, mais « le vrai conflit porte sur les conséquences des politiques alternatives ». C'est pourquoi nous nous focalisons ici sur le développement financier et les politiques qui l'accompagnent.

Comme Martin Ravallion (2001)³ l'a souligné, « il y a un besoin d'études microéconomiques approfondies sur la croissance et les changements dans la distribution des revenus ». Ceci est nécessaire pour mieux comprendre les divers effets de la croissance sur les pauvres dans un pays donné, et pour identifier les politiques et les programmes spéci-

1. CERDI, CNRS – Université d'Auvergne ; Mél : s.guillaumont@u-clermont1.fr, r.kpodar@u-clermont1.fr

2. P.1090-1091.

3. P. 1803.

fiques nécessaires pour accompagner les politiques orientées vers la croissance. Cependant pour mieux comprendre « les grandes différences entre pays en ce qui concerne la mesure dans laquelle les pauvres profitent de la croissance », les analyses macroéconomiques restent utiles puisqu'elles peuvent indiquer, sur une base comparative, les politiques les mieux orientées vers une croissance en faveur des pauvres.

Un grand nombre d'études passées et récentes ont porté sur la relation entre le développement financier et la croissance. Cependant, peu d'analyses se sont intéressées à la question de savoir si le développement financier pourrait contribuer de manière spécifique à la réduction de la pauvreté. Deux exceptions cependant sont les travaux récents de Honohan (2004) et Beck *et al.* (2004). À partir d'une étude économétrique sur données transversales, le premier auteur montre que le développement de l'intermédiation financière réduit la pauvreté absolue (mesurée par la proportion de la population vivant avec moins d'un dollar par jour) et le second qu'il réduit les inégalités en augmentant particulièrement le revenu des pauvres.

Nous présentons ici un modèle de détermination du niveau global de la pauvreté qui prend en compte le développement financier et l'instabilité financière. Ce modèle est estimé sur un échantillon de pays en développement, aussi large que possible, durant la période 1966-2000. Les résultats ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse selon laquelle le développement financier est bénéfique pour les pauvres alors que l'instabilité financière leur est néfaste.

Dans cet article, nous poussons un peu plus loin l'analyse que les études précédentes. Tout d'abord nous considérons que le développement financier s'accompagne de crises financières susceptibles d'affecter particulièrement les pauvres. Il a été démontré en effet que l'expansion du crédit est un bon indicateur pour prédire les crises financières. Ainsi, étudier la relation entre le développement financier et la réduction de la pauvreté implique de réconcilier deux courants de la littérature apparemment contradictoires, l'un soulignant l'effet positif du développement financier sur la croissance, l'autre montrant que la croissance du crédit est l'un des meilleurs indicateurs des crises bancaires et monétaires. En second lieu, nous utilisons une estimation sur des données de panel au lieu d'une estimation sur données transversales, de manière à pouvoir contrôler pour l'hétérogénéité des pays.

Sur un échantillon de 110 pays en développement¹ dont les données sont disponibles depuis 1966, on peut effectivement vérifier que l'instabilité financière va bien de pair avec le développement financier. D'après le tableau 1, le ratio des actifs liquides du système financier sur le PIB (M3/PIB), calculé en moyenne simple sur tout l'échantillon, a

1. Nous avons retenu les pays à faible revenu et les pays à revenu intermédiaire sur la base de la classification de la Banque mondiale (*World Development Indicators*, 2003).

presque doublé entre 1966-1970 et 1996-2000, passant de 23 % du PIB à 42 % du PIB. L'instabilité financière mesurée par la moyenne des écarts absolus du ratio M3/PIB par rapport à sa tendance de long terme (estimée sur la période 1966-2000), a également augmenté de façon significative au cours de cette même période, malgré une baisse dans les années 1990. L'instabilité du ratio M3/PIB est passée de 1,5 point de pourcentage à 2,3 points de pourcentage entre 1966-1970 et 1996-2000. L'évolution du développement financier diffère d'une région à une autre. La croissance financière a été précoce en Afrique du Nord, elle a été particulièrement rapide en Asie durant toutes les périodes et dans une moindre mesure en Amérique centrale et latine, alors qu'elle est demeurée lente en Afrique subsaharienne. Le tableau 1 permet également de remarquer que l'instabilité du ratio M3/PIB est en concordance avec le niveau atteint de développement financier. Ainsi, durant la dernière période 1996-2000, l'instabilité de M3/PIB est de 1,9 points de pourcentage en Afrique subsaharienne, de 2,5 en Afrique du Nord et en Amérique centrale et latine, et enfin de 2,8 en Asie. Exception faite des pays d'Afrique du Nord¹, le classement des niveaux de développement financier est similaire à celui des niveaux d'instabilité financière².

Le plan de cet article est le suivant : la section 1 présente les arguments théoriques selon lesquels le développement financier peut exercer un impact direct positif sur le revenu des pauvres, indépendamment de son action passant par la croissance économique, alors que l'instabilité financière serait particulièrement nuisible aux pauvres. Cette section traite également la question du lien entre l'instabilité financière et le niveau du développement financier. La section suivante présente quelques estimations économétriques en panel, basées sur deux mesures de la pauvreté pour un large échantillon de pays en développement. La première est le revenu moyen des 20 % les plus pauvres de la population. La seconde est relative à l'incidence de la pauvreté ou le pourcentage de la population dont le revenu est inférieur à un dollar par jour. Les résultats soutiennent largement les hypothèses théoriques relatives à un impact positif du développement financier et à un impact négatif de l'instabilité financière sur le revenu des pauvres. Ils montrent également que l'instabilité financière est en partie induite par le développement financier, amoindrissant ainsi l'effet favorable du développement financier sur les pauvres.

1. Au nombre de cinq.

2. Les conclusions sont semblables lorsque nous utilisons le ratio Crédit au secteur privé/PIB au lieu du ratio M3/PIB.

1. COMMENT LE DÉVELOPPEMENT FINANCIER INFLUENCE-T-IL LES PAUVRES ?

Le développement financier peut avoir un impact positif sur le revenu des pauvres de deux manières. D’une part, le développement financier stimule la croissance économique, et la croissance est favorable aux pauvres. Il existe une littérature abondante sur la relation entre finance et croissance (pour une revue des principaux arguments théoriques, voir Levine R., 1997). D’autre part, même si l’accès des pauvres aux services financiers est moindre que l’accès du reste de la population, il peut être amélioré par le développement financier. Nous sommes particulièrement intéressés ici à cet effet direct du développement financier sur la réduction de la pauvreté.

Tableau 1. – *Moyenne simple du ratio M3/PIB et de son instabilité sur la période 1966-2000 et par régions*

	<i>M3/PIB</i>	<i>Instabilité de M3/PIB</i>
1966-1970	0,232	0,015
1971-1975	0,271	0,024
1976-1980	0,311	0,023
1981-1985	0,354	0,029
1986-1990	0,388	0,035
1991-1995	0,390	0,029
1996-2000	0,421	0,023
1966-2000	0,347	0,026

	<i>M3/PIB</i>				<i>Instabilité de M3/PIB</i>			
	<i>Afrique subsaharienne</i>	<i>Afrique du Nord</i>	<i>Amérique centrale et latine</i>	<i>Asie</i>	<i>Afrique subsaharienne</i>	<i>Afrique du Nord</i>	<i>Amérique centrale et latine</i>	<i>Asie</i>
1966-1970	0,166	0,338	0,203	0,264	0,010	0,017	0,017	0,020
1971-1975	0,189	0,417	0,253	0,290	0,019	0,026	0,021	0,031
1976-1980	0,229	0,496	0,303	0,334	0,023	0,022	0,023	0,020
1981-1985	0,255	0,627	0,366	0,403	0,023	0,040	0,036	0,029
1986-1990	0,263	0,703	0,386	0,510	0,026	0,039	0,041	0,051
1991-1995	0,257	0,637	0,384	0,512	0,023	0,037	0,039	0,030
1996-2000	0,248	0,633	0,414	0,593	0,019	0,025	0,025	0,028
1966-2000	0,234	0,544	0,331	0,436	0,021	0,029	0,029	0,030

L’instabilité du ratio M3/PIB est égale à la moyenne par sous période de la valeur absolue du résidu de l’équation suivante estimée pour chaque pays : $x_t = a + b \times x_{t-1} + c \times t + \varepsilon_t$, x_t représente M3/PIB et t représente la tendance.

1.1. Pourquoi le développement financier pourrait-il améliorer directement le bien-être des pauvres ?

L'emprunt est souvent nécessaire pour effectuer un investissement en capital physique ou en capital humain, et pour se protéger contre les chocs externes. Cependant l'accès des ménages pauvres aux crédits bancaires est empêché par les coûts unitaires élevés des prêts de faible montant et ainsi le développement financier peut ne pas être favorable aux pauvres. Cependant, au fur et à mesure que le système financier devient plus sain, plus vaste et plus compétitif, il est possible qu'il soit plus apte à supporter les coûts élevés des crédits de faibles montants. Par exemple, en Amérique latine, les banques commerciales ont commencé à faire des crédits groupés aux pauvres, comme l'avaient expérimenté auparavant les institutions de microcrédit. De plus, le développement du crédit informel, qui est souvent l'unique source de dépôt et d'emprunt pour les pauvres, est facilité par la croissance du système financier formel qui offre des occasions de placements rentables aux institutions ou aux agents financiers informels.

Un autre argument semble plus pertinent pour soutenir l'hypothèse d'un effet bénéfique du développement financier sur les pauvres. Un système financier étendu géographiquement peut au moins offrir la possibilité aux ménages pauvres et aux petites entreprises d'opérer des dépôts avec une rémunération faible mais positive en termes réels. Comme McKinnon (1973) l'a souligné, lorsque les agents économiques sont contraints à l'autofinancement, de sorte que les épargnants (les ménages) ne se distinguent pas des investisseurs (les entreprises), l'indivisibilité des investissements est d'une importance considérable. Dans ce cas, la monnaie et le capital physique deviennent complémentaires. « Si le rendement réel de la détention de monnaie augmente (grâce à un système financier plus compétitif et plus développé), alors une part significative des occasions d'investissement sera autofinancée. L'avantage croissant de détenir de la monnaie (pour les pauvres) réduit le coût d'opportunité d'épargner pour d'éventuels achats de biens en capital... Le « conduit » financier pour l'accumulation de capital est ainsi amplifié¹ ». C'est la raison principale pour laquelle, au début des années 1970, McKinnon recommandait de libéraliser les systèmes financiers des pays en développement des contraintes qui freinaient leur développement, comme le contrôle des taux d'intérêt, les taux élevés de réserves obligatoires, l'allocation sélective du crédit et les autres distorsions induites par les interventions des gouvernements. La contrepartie de l'impact favorable du développement financier pour les plus pauvres de la population est probablement l'effet néfaste de l'instabilité du système financier sur ces derniers.

1. McKinnon (1973), p. 60.

1.2. Pourquoi l'instabilité financière touche-t-elle relativement plus les pauvres que les riches ?

Plusieurs raisons nous permettent d'avancer que les pauvres sont plus vulnérables aux crises bancaires que les riches. En effet, les pauvres sont spécialement frappés par les perturbations du système de paiement et par les fermetures de banques. Le gel des dépôts leur est particulièrement préjudiciable, puisqu'ils ne peuvent pas diversifier leurs actifs et notamment investir leur épargne dans des banques étrangères. Dans les pays où des banques sont périodiquement incapables d'assurer la liquidité de leurs dépôts, l'« effet de conduit » suggéré par McKinnon est probablement amoindri à cause des doutes sur la santé du système bancaire. De plus, lorsque les banques sont en difficulté, elles commencent à rationner les petits emprunteurs puisque ces prêts sont les moins rentables pour elles et à cause du faible pouvoir de négociation des pauvres.

À côté des effets directs de l'instabilité financière sur les pauvres, nous pouvons supposer un effet indirect dû au fait que l'instabilité financière induit une instabilité de la croissance économique. En effet, puisque le taux d'investissement dépend de la disponibilité de financements, l'instabilité financière induit celle de ce taux, et par conséquent du taux de croissance. De plus, l'instabilité financière conduit à la volatilité des prix relatifs car les prix des différents biens et services ne sont pas influencés de la même façon par une modification de la disponibilité des crédits : les prix des biens échangeables sont déterminés par les prix internationaux et par le taux de change nominal alors que ceux des biens non échangeables dépendent de l'offre et de la demande intérieures et sont donc plus directement liés au volume des crédits. Ces deux instabilités (celle du taux d'investissement et celle du taux de change réel) provoquent la volatilité de la croissance.

Rappelons qu'une relation négative entre le taux de croissance annuel moyen et la volatilité des taux annuels de croissance a été mise en évidence sur un échantillon de pays développés et en développement (Ramey et Ramey, 1995). Ainsi, il est probable que l'instabilité financière provoquant la volatilité de la croissance économique ralentisse cette dernière¹. Comme la croissance économique est une condition nécessaire pour une réduction durable de la pauvreté, l'instabilité financière est au moins défavorable aux pauvres à cause de son effet négatif sur la croissance économique. De plus, les pauvres peuvent être plus vulnérables au caractère cyclique de la croissance économique que les riches, du fait d'une asymétrie entre les périodes de baisse et de hausse du revenu global, les premières réduisant plus le revenu des pauvres que

1. L'instabilité du taux d'investissement et celle des prix relatifs (notamment l'instabilité du taux de change réel) causées par les perturbations financières ont été mises en évidence comme des facteurs de faible croissance (Guillaumont *et al.*, 1999).

les secondes ne l'augmente. Par exemple, de Janvry et Sadoulet (2000) ont montré, en utilisant des données relatives à douze pays d'Amérique latine de 1970 à 1994, que la croissance économique a réduit la pauvreté rurale et urbaine mais que l'impact négatif des périodes de récession a été plus fort que l'impact positif des périodes d'expansion.

Les raisons de cette asymétrie potentielle des variations du revenu national sur la pauvreté restent encore à éclaircir. Il est probable que les facteurs explicatifs diffèrent d'un pays à un autre. D'une part, les travailleurs les plus pauvres et les moins qualifiés étant les premiers licenciés, sont ceux qui se trouvent avoir été le plus longtemps au chômage lorsque la nouvelle expansion commence. Il existe un effet d'hystérésis par lequel les personnes, les premières sans emploi, sont les dernières à être recrutées. D'autre part, alors que les prix baissent rarement en période de récession, ils augmentent souvent en période d'expansion, et ce d'autant plus que l'expansion est rapide. Puisque les pauvres dépendent davantage que les riches des revenus octroyés par les pouvoirs publics, revenus qui ne sont pas indexés sur l'inflation (comme les pensions, les subventions ou les transferts directs), les fluctuations de la croissance économique tendent à accroître les inégalités de revenu. Enfin, bien que la pauvreté soit généralement concentrée dans les régions rurales, les gouvernements bien souvent ne répercutent pas l'augmentation des prix internationaux des exportations agricoles sur les paysans, alors qu'ils en répercutent la baisse à cause des contraintes budgétaires. De façon plus générale, la baisse des revenus des pauvres, puisqu'ils ne bénéficient pas de système d'assurance, peut les contraindre à négliger de se soigner ou à interrompre la scolarisation des enfants, ce qui réduit durablement leur capital humain.

En revanche, dans plusieurs pays africains, il est apparu « qu'en cas de récession économique, l'effet du revenu moyen et l'effet de redistribution des revenus ont typiquement des signes opposés, le second effet atténuant substantiellement l'impact négatif sur la pauvreté d'un niveau de revenu moyen plus faible (à Madagascar, au Nigeria, et au Zimbabwe). Les groupes les plus nantis supportent une plus grande partie des pertes de revenu durant les périodes de récession économique en Afrique » (Christiaensen *et al.*, 2003). Ce résultat peut être expliqué par des interventions publiques ou une allocation de l'aide internationale en faveur des pauvres mieux ciblées là où la pauvreté augmente clairement du fait d'un déclin économique. Mais, il est bien possible que la relation entre la pauvreté et l'instabilité de la croissance ne soit pas semblable entre les pays. Selon Martin Ravallion (2001), « il n'y a aucun signe que les changements de distribution permettent de protéger les pauvres durant les périodes de contraction du niveau de vie moyen¹ ».

1. P. 1806.

1.3. Pourquoi le développement financier et l'instabilité financière vont-ils de pair ?

La relation croissante entre le développement financier et l'instabilité financière peut être expliquée par plusieurs facteurs (Andersen et Tarp, 2003). D'abord, l'augmentation des dépôts (et corrélativement du nombre des banques) qui accompagne la monétarisation de l'économie, implique un risque de crise bancaire. La faillite d'une banque, incapable d'assurer la liquidité des dépôts, peut affecter l'ensemble du système bancaire, en particulier lorsque la régulation bancaire et le système d'assurance dépôts ne sont pas bien mis en place et quand l'État lui-même accumule des arriérés de paiement. En effet, la fonction principale d'une banque est de transformer les actifs illiquides en dépôts liquides. « Une ruée bancaire est possible dès que la valeur de liquidation du portefeuille des prêts est inférieure à la valeur des dépôts liquides. Elle ne requiert pas que la valeur des actifs ait subi des pertes. Elle peut simplement survenir parce que le coût de liquidation des actifs fait de la faillite une anticipation auto-réalisatrice¹ » (Andersen et Tarp, 2003). Ainsi donc, les ruées bancaires peuvent toucher des banques saines, puisque les épargnants n'ont pas d'information sur la solvabilité réelle de chaque banque et ne peuvent pas faire de discrimination entre elles. Le comportement individuel des épargnants qui retirent à la hâte leurs dépôts est donc rationnel. Ainsi, un développement trop rapide de la monnaie bancaire peut provoquer des faillites bancaires en série puisque dans les pays en développement, la comptabilité bancaire selon les normes internationales et la supervision bancaire sont entravées par le manque de professionnels qualifiés.

Ensuite, il est probable qu'un grand nombre d'intermédiaires financiers augmente le risque inhérent au financement externe au lieu de le réduire. La concurrence bancaire n'a pas que des conséquences bénéfiques. Elle fragilise les relations entre les banques et les emprunteurs puisque ces derniers peuvent facilement passer d'une banque à une autre. Ainsi les banques sont moins incitées à acquérir des informations puisque la durée anticipée de leurs relations avec leurs clients est écourtée et que la rentabilité de l'information n'apparaît qu'à long terme.

Par ailleurs, lorsque la concurrence devient très intense, les banques sont amenées à augmenter le taux de rémunération des dépôts afin d'attirer ou simplement de conserver les dépôts inscrits dans leurs comptes. Ce comportement est souvent considéré comme favorable pour l'épargne et l'investissement (McKinnon, 1973). Mais simultanément, cela réduit la valeur du fonds de commerce des banques et les amène à

1. P. 196.

prendre plus de risque. C'est pourquoi une certaine régulation des taux sur les dépôts peut être utile.

Une autre explication du comportement spéculatif des banques est le hasard moral. Cette hypothèse a été présentée dans les années quatre-vingt par McKinnon lui-même (1988) afin d'expliquer les crises financières en Amérique latine (Chili, Argentine, Uruguay), puis aux Philippines et en Turquie. Selon l'analyse de Stiglitz et Weiss (1981), l'asymétrie d'information entre les banques et leurs clients est associée à des taux d'intérêt faibles et au rationnement du crédit, afin d'éviter le phénomène de sélection adverse des emprunteurs et d'incitations de ceux-ci à accepter des risques plus élevés attachés à leurs projets. En effet, les emprunteurs reçoivent la totalité des profits en cas de succès alors que le risque est limité à la perte de la garantie. Ainsi le rendement attendu par l'emprunteur peut augmenter avec le risque associé au projet et simultanément le taux d'intérêt qu'il est prêt à payer s'accroît, alors que le rendement attendu par la banque diminue. Le maintien des taux d'intérêt à un niveau faible et le rationnement du crédit peuvent aussi simplement résulter de coûts de surveillance augmentant avec le taux d'intérêt et avec le risque attendu du projet. Comme McKinnon (1988) l'a montré, dans le cas général, l'instabilité macroéconomique devrait amplifier le rationnement du crédit puisque la probabilité de défaut augmente. Mais dans les pays où le cadre légal d'exécution des contrats est faible et où il n'existe aucune régulation du système bancaire, les banques peuvent être incitées lorsque la situation macroéconomique est instable à faire des prêts plus risqués à des taux d'intérêts élevés, à prendre des risques de change et à transformer de façon excessive les dépôts en actifs illiquides. Car elles croient qu'elles réaliseront d'importants gains si la situation économique reste favorable, alors que dans le cas contraire, l'autorité monétaire ou les institutions internationales prendront en charge les coûts des pertes, à cause de l'enjeu que représenterait une banqueroute générale du système bancaire.

La probabilité des crises financières semble s'être accrue dans les systèmes financiers basés sur les marchés financiers. Dès 1985, Joseph Stiglitz a souligné les imperfections des marchés financiers, et a soutenu que les petits investisseurs sont incapables d'exercer un contrôle sur les entreprises, et sont incités en raison de la liquidité des marchés financiers à vendre leurs actions lorsque les affaires vont mal, plutôt que d'essayer de changer la gestion de ces entreprises. De ces défaillances de marché résulte une allocation inefficace de l'épargne à l'investissement. De plus ces défaillances augmentent la probabilité de crises financières. Pour expliquer la crise asiatique de 1997, l'analyse de McKinnon doit donc être complétée afin de tenir compte du rôle spécifique des marchés financiers dans le déclenchement et le processus de la crise (Krugman, 2000). En Asie du Sud-Est, les banques ont investi de façon excessive dans les contrats à long terme, notamment dans

l'immobilier, provoquant un accroissement spectaculaire des prix du capital et de la terre, et ont emprunté énormément en dollars. Les créanciers des intermédiaires financiers n'ont pas reçu de garanties explicites de la part des gouvernements. Cependant, ils croyaient probablement qu'ils étaient protégés du risque de faillite bancaire, du fait des fortes connexions politiques des propriétaires ou des dirigeants de la plupart des institutions financières. Lorsque la confiance dans le soutien du gouvernement commença à fléchir, les non résidents décidèrent de diminuer leurs investissements sur les marchés asiatiques et vendirent leurs titres. Alors, crise de change et crise financière se sont mutuellement renforcées : la dépréciation de la monnaie locale a accru les dettes des banques contractées en dollars, les banques ont été alors obligées de vendre de plus en plus d'actifs sur le marché financier, ce qui a conduit à une nouvelle chute de leurs prix qui, à nouveau, a incité les investisseurs étrangers à se retirer des marchés, amenant ainsi une nouvelle dépréciation du taux de change¹.

Résumons les canaux théoriques par lesquels le développement financier influe vraisemblablement sur le bien-être des pauvres. D'abord, nous supposons que le développement financier exerce un impact positif sur la croissance économique qui est bénéfique aux pauvres. Simultanément, nous supposons que le développement financier, principalement grâce à l'effet de « conduit » de McKinnon, a un effet direct positif sur le revenu des pauvres. En revanche, le développement financier va de pair avec une instabilité financière qui est préjudiciable à la croissance et qui affecte spécifiquement les pauvres.

2. ESTIMATION DE L'IMPACT DU DÉVELOPPEMENT FINANCIER SUR LA PAUVRETÉ

Notre estimation principale est relative aux déterminants de la pauvreté, parmi lesquels nous considérons en particulier le produit par tête, le niveau de développement financier et l'instabilité financière. Cette estimation est réalisée en panel, c'est-à-dire en exploitant à la fois la dimension transversale de l'échantillon (les pays) et la dimension temporelle. Elle a été complétée par deux régressions supplémentaires. Comme nous nous attendons à ce que le développement financier soit bénéfique pour les pauvres et que son instabilité leur soit néfaste, nous avons estimé l'impact du développement financier sur le niveau d'instabilité financière. En effet, l'impact du développement financier sur la pauvreté est réduit à cause de l'instabilité financière qu'il génère. D'autre part, comme nous souhaitons évaluer l'impact total du dévelop-

1. De nombreuses crises sont également dues à l'endettement excessif des États incapables d'éviter les déficits publics (Mexique, 1994 ; Russie, 1998 ; Brésil, 1998-1999 ; Turquie, 2000-2001 ; Argentine, 2001), ce qui n'était pas le cas en Asie du Sud-Est.

pement financier sur la réduction de la pauvreté (impact direct et impact indirect à travers la croissance économique), nous avons estimé également l'impact du développement financier et de son instabilité sur la croissance économique.

2.1. Le modèle de pauvreté

Pour estimer l'impact du développement financier sur la pauvreté, nous utiliserons deux indicateurs de pauvreté monétaire comme variables dépendantes¹. Le premier est le revenu moyen (en dollars constants 1985) des 20 % les plus pauvres de la population (en logarithme) calculé par Dollar et Kraay (2002). La base de données de ces auteurs est assez riche puisqu'elle recense au moins deux points d'observation du revenu moyen des pauvres pour 92 pays de tous niveaux de développement (pour chaque pays, les observations sont séparées par au moins cinq années sur la période 1950-1999, l'écart médian étant de six années). Pour plusieurs raisons, nous avons sélectionné dans cette base de données 75 pays en développement correspondant à 165 points d'observation sur la période 1966-2000. Tout d'abord, il est probable que les déterminants de la pauvreté dans les pays industrialisés soient différents de ceux des pays en développement. Par ailleurs, les marchés financiers sont beaucoup plus développés dans les pays industrialisés que dans les pays en développement, ainsi donc le niveau de développement financier ne saurait être mesuré dans les deux groupes de pays par les mêmes indicateurs. Enfin, les déterminants et les conséquences de l'instabilité financière sont vraisemblablement différents dans les deux groupes de pays.

Le deuxième indicateur de pauvreté est la part des individus vivant avec moins d'un dollar par jour dans la population totale (en utilisant un taux de change en parité de pouvoir d'achat 1993). C'est la mesure de la pauvreté la plus utilisée mais elle n'est disponible que pour 84 pays en développement et en transition, avec seulement un point d'observation disponible pour 21 pays, sur la période 1980-2002 (base de données de Chen et Ravallion, Banque mondiale²). Nous avons sélectionné 65 pays en développement, soit 121 points d'observations sur la période 1980-2000³. L'échantillon d'estimation est légèrement plus petit et varie suivant les spécifications en fonction de la disponibilité des données relatives aux variables explicatives.

Pour prendre en compte l'impact de la croissance économique sur la pauvreté, la variable utilisée est le logarithme du revenu moyen par tête

1. Sauf indication contraire au texte, les données sont tirées de *World Development Indicator*, 2003.

2. Pour la description des données, voir S. Chen et M. Ravallion (2001). Les données les plus récentes peuvent être obtenues sur le site <http://www.worldbank.org/research/povmonitor/>.

3. Sur les inconvénients de ces données (voir Deaton, 2001).

mesuré la même année que l'indicateur de pauvreté tandis que les autres variables explicatives sont calculées en moyenne sur cinq années (l'année de mesure de l'indicateur de pauvreté et les quatre années qui la précèdent).

Nos variables d'intérêt sont le niveau de développement financier et celui de l'instabilité financière. Plusieurs indicateurs de développement financiers ont été utilisés dans les analyses empiriques sur le lien entre la finance et le développement économique. Dans le cadre de cette étude, nous avons privilégié le rapport des actifs liquides du système financier ou M3 (monnaie et dettes financières des banques et autres institutions financières) au PIB. Cet indicateur traduit la capacité du système financier à assurer le système de paiement et capte également « l'effet de conduit » de McKinnon¹.

À cet indicateur de développement financier, nous pouvons associer un indicateur d'instabilité financière. Deux indicateurs alternatifs sont généralement utilisés pour mesurer l'instabilité d'une variable quelconque x . Il s'agit : (1) soit de l'écart moyen ou de l'écart-type du taux de croissance de cette variable, soit (2) de la moyenne des valeurs absolues des résidus de l'estimation de sa tendance de long terme ou de la moyenne des résidus au carré (ou de sa racine carrée). Ces moyennes sont égales respectivement à l'écart moyen et à la variance (ou l'écart-type) des résidus lorsque l'instabilité est mesurée sur l'ensemble de la période d'estimation de la tendance puisque la moyenne des résidus est alors par définition nulle. Soit V^x la mesure de l'instabilité de la variable x et g^x son taux de croissance :

$$(1) \text{ soit l'écart moyen du taux de croissance } g^x : V_1^x = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |g_t^x - \overline{g^x}|$$

$$\text{ou son écart-type : } V_1^x = \sqrt{\sum_{t=1}^n \frac{1}{n-1} (g_t^x - \overline{g^x})^2}$$

$$(2) \text{ soit la moyenne des résidus en valeur absolue : } V_2^x = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |\varepsilon_t|$$

ou la racine carrée de la moyenne des carrés des résidus :

$$V_2^x = \sqrt{\sum_{t=1}^n \frac{1}{n} \varepsilon_t^2}$$

ε_t est le résidu estimé de l'équation $x_t = a + b \times x_{t-1} + c \times t + \varepsilon_t$

1. Dans une version élargie de cet article, nous présentons les résultats des régressions qui retiennent comme indicateur de développement financier le ratio des crédits bancaires au secteur privé au PIB : CERDI, *Études et Documents*, 2004.

Nous retenons ici la seconde méthode. Elle a l'avantage sur la première de ne pas imposer d'hypothèse *a priori* sur la nature de la tendance stochastique ou déterministe (alors que la première fait implicitement l'hypothèse d'une tendance stochastique. Elle correspond à l'hypothèse selon laquelle ce sont les variations absolues du ratio M3/PIB qui reflètent l'instabilité financière et non le pourcentage de variation de ce ratio. Autrement dit nous supposons par exemple que si le ratio M3/PIB passe transitoirement de 10 % à 12 % puis à 8 % cela aura le même effet sur le niveau de pauvreté que s'il passe de 20 % à 22 % puis à 18 %, C'est aussi pourquoi nous ne rapportons pas le résidu à la valeur de la tendance à long terme¹. Toutefois nous utiliserons comme test de sensibilité dans l'estimation de la pauvreté l'écart-type du taux de croissance du ratio M3/PIB.

D'autre part, comme nous souhaitons conserver la dimension de panel de notre échantillon, afin de pouvoir contrôler l'hétérogénéité non observable des pays et traiter l'endogénéité potentielle de nos variables explicatives (cf. ci-dessous), nous devons calculer un indicateur d'instabilité financière non seulement propre à chaque pays, mais pour chaque observation du niveau de pauvreté. Nous avons donc estimé la tendance du ratio financier sur la période 1966-2000, puis calculé l'instabilité financière à chaque point du temps pour lequel nous disposons d'une mesure de la pauvreté, comme une moyenne quinquennale de la valeur absolue des résidus de l'estimation de la tendance (ceux de l'année de mesure de la pauvreté et des quatre années précédentes)².

Dollar et Kraay (2002) ont trouvé que les mesures de politiques économiques et les institutions identifiées dans la littérature économique comme bonnes ou mauvaises pour la croissance économique (la consommation publique, l'ouverture commerciale mesurée par la somme des exportations et des importations rapportée au PIB, la protection des droits de propriété ou la qualité des règles légales aussi bien que le niveau de développement financier mesuré par la part des actifs des banques commerciales dans le total des actifs bancaires) n'ont pas d'effets spécifiques significatifs sur le revenu du cinquième le plus pauvre de la population. En effet, lorsque ces auteurs contrôlent pour

1. Lorsque ultérieurement nous régressons l'instabilité financière sur le niveau du développement financier, cela reviendrait à mettre à gauche (au dénominateur de la variable dépendante) comme à droite de l'équation le niveau du développement financier.

2. Nous ne pouvions pas calculer la tendance sur cinq ans car nous aurions risqué de saisir des variations conjoncturelles ; en l'estimant sur 35 ans nous risquons certes de ne pas saisir d'éventuelles ruptures de tendance ; l'introduction de la variable retardée nous protège partiellement contre ce risque. En utilisant la moyenne des valeurs absolues des résidus plutôt que la moyenne des carrés des résidus, nous donnons moins d'importance aux valeurs extrêmes. Notons d'autre part qu'avec les moyennes quinquennales, la moyenne de la valeur absolue des résidus n'est plus égale à l'écart moyen, ni la moyenne des carrés égale à la variance. Un test de sensibilité des résultats a été fait en utilisant l'écart moyen et l'écart-type des résidus par période de cinq ans (voir point 2.3.3).

l'endogénéité des indicateurs relatifs aux politiques, la seule variable qui apparaît affecter négativement et significativement le revenu moyen des pauvres est l'inflation, conformément aux prédictions de Easterly et Fischer (2001). Par conséquent, nous ajoutons uniquement cette variable dans notre régression de base, en plus des variables financières (niveau et instabilité) et du logarithme du revenu moyen par tête.

Enfin, en guise de test de robustesse de nos régressions principales, nous introduisons les déterminants de la croissance qui viennent d'être cités ainsi que d'autres facteurs importants identifiés dans les études microéconomiques sur la pauvreté (pour une revue de la littérature, voir Christiaensen *et al.*, 2003) : l'éducation primaire, les infrastructures, le coefficient de Gini de la distribution des terres et les chocs climatiques.

L'équation du modèle de pauvreté est la suivante :

$$(1) \quad P_{v_{i,t}} = \alpha_0 + \alpha_1 \times \text{Log}(y_{i,t}) + \alpha_2 \times Fd_{i,T} + \alpha_3 \times If_{i,t} + \alpha_4 \\ \times \text{Log}(1 + Infl_{i,T}) + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

où : P_v est soit le logarithme du revenu moyen des 20 % les plus pauvres, soit l'incidence de la pauvreté,

y est le niveau du PIB par tête¹,

Fd est l'indicateur du développement financier,

If représente l'instabilité financière correspondante,

$Infl$ le taux d'inflation,

u est l'effet spécifique au pays,

ε le terme d'erreur,

i est l'indice pays, t

t et T représentent respectivement l'année de mesure du taux de pauvreté et la période de cinq ans.

2.2. La méthode économétrique

Tout d'abord, les estimations ont été faites avec les Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Ensuite, afin d'apporter une solution aux problèmes d'endogénéité potentielle des variables explicatives, d'erreur de mesures et de biais de variables omises, manifestes dans des équations macroéconomiques telles que les nôtres, nous avons utilisé comme technique d'estimation de panel le *System GMM* (Méthode des moments

1. Nous avons utilisé une mesure différente du PIB par tête selon l'indicateur de pauvreté. Pour le revenu moyen des 20 % les plus pauvres, nous avons utilisé le niveau du PIB par tête en dollars constants 1985 (en parité de pouvoir d'achat) comme Dollar et Kraay, alors que pour l'incidence de la pauvreté nous avons utilisé le niveau du PIB par tête en dollars constants 1993 (en parité de pouvoir d'achat) calculé par la Banque mondiale.

généralisée en système). L'estimateur des moments généralisés en première différence appliqué aux données en panel consiste à prendre la première différence de l'équation à estimer pour éliminer les effets spécifiques aux pays, et ensuite à instrumenter les variables explicatives de l'équation en première différence par leurs valeurs en niveau retardées d'une période ou plus, sous l'hypothèse d'absence de corrélation des erreurs de l'équation en différence. Quant à l'estimateur du *System GMM*, que nous utilisons ici, il combine les équations en première différence avec les équations en niveau dans lesquelles les variables sont instrumentées par leurs premières différences¹.

Pour tester la validité des variables retardées comme instruments, nous utilisons le test de sur-identification de Hansen, où l'hypothèse nulle est que les instruments ne sont pas corrélés avec le résidu de l'équation à estimer, et le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond où l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation de second ordre des erreurs. Dans nos régressions, les statistiques de ces deux tests ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle relative à la validité des variables retardées comme instruments.

2.3. Les résultats

Nous présentons successivement les résultats relatifs aux deux mesures de la pauvreté, qui sont concordants².

2.3.1. Le revenu (en logarithme) des 20 % les plus pauvres de la population

Les résultats des régressions principales sont présentés dans le tableau 2. La première colonne montre les résultats obtenus avec les Moindres Carrés Ordinaires, les colonnes suivantes contiennent les résultats obtenus avec l'estimateur du *System GMM*. Les résultats montrent que comme dans l'estimation de Dollar et Kraay (2002), le revenu national exerce un effet positif sur le revenu des pauvres et que l'élasticité du revenu des pauvres par rapport au revenu national moyen n'est pas statistiquement différente de 1 dans toutes nos estimations. Le taux d'inflation n'a cependant pas d'impact significatif sur le revenu moyen des 20 % les plus pauvres. L'hypothèse d'un effet direct positif du développement financier sur le revenu des pauvres ainsi que celle d'un effet négatif de l'instabilité financière ne sont pas rejetées. Les coefficients de l'indicateur M3/PIB et de son instabilité sont significatifs au seuil de 5 % (colonne 2). Nous avons refait les mêmes régressions en

1. Seule la première différence la plus récente est utilisée puisque l'utilisation d'autres différences retardées entraîne des redondances dans les conditions de moments (Arellano et Bover, 1995).

2. Les signes des variables explicatives doivent logiquement s'inverser selon l'indicateur de pauvreté retenu.

utilisant comme indicateur du développement financier, au lieu de M3/PIB, le ratio des crédits au secteur privé sur le PIB ainsi que son instabilité ; ceux-ci ne sont pas significatifs¹. Ce qui suggère que le canal principal à travers lequel le développement financier réduit la pauvreté est « l'effet de conduit » de McKinnon plutôt qu'un meilleur accès des pauvres au crédit bancaire avec le développement financier.

Nous avons ensuite essayé de voir si l'instabilité de la croissance économique est l'un des canaux par lequel l'instabilité financière exerce un impact négatif sur la pauvreté, puisque les coûts des crises économiques pourraient être de façon disproportionnée supportés par les pauvres. Nous avons donc introduit successivement un indicateur d'instabilité de la croissance économique (écart-type du taux de croissance annuelle sur les cinq années précédentes) qui s'est révélé non significatif (colonne 3, tableau 2), et une variable multiplicative du revenu moyen croisé avec le nombre d'années pendant lesquelles le taux de croissance économique est négatif durant les cinq dernières années². Cette dernière variable apparaît significativement négative (colonnes 4 et 5) ; elle réduit l'impact marginal et la signification de l'instabilité de M3/PIB, suggérant ainsi que l'instabilité macroéconomique est probablement l'un des canaux de l'effet négatif du développement financier sur le revenu des pauvres.

2.3.2. Le pourcentage de la population vivant avec moins d'un dollar par jour

Les résultats sont présentés dans le tableau 3. Le développement financier reste négativement associé à la pauvreté alors que l'instabilité financière l'accroît. L'indicateur d'instabilité de la croissance économique devient maintenant significatif (colonne 3 du tableau 3) mais non le terme croisé entre le revenu moyen et le nombre d'années de croissance économique négative durant les cinq dernières années. De plus, le coefficient relatif à l'instabilité de la croissance est négatif, ce qui pourrait suggérer que les politiques en faveur des pauvres sont particulièrement mises en place dans les pays vulnérables aux chocs exogènes et soumis à une volatilité accrue de la croissance économique. Ces résultats, de façon surprenante inverse de ceux trouvés avec le revenu moyen des 20 % les plus pauvres, peuvent traduire un ciblage des politiques *pro-pauvres* sur les plus pauvres des pauvres³.

1. Les résultats ne sont pas présentés dans cet article.

2. Pour tester la même hypothèse, Dollar et Kraay ont utilisé une variable croisée du revenu moyen avec une variable muette qui est égale à 1 si en moyenne le taux de croissance économique est négatif durant les cinq dernières années et 0 autrement ; cette variable qui ne mesure pas exactement les cycles de croissance ne fut pas significative.

3. Notons que la moyenne du revenu moyen des 20 % les plus pauvres sur l'échantillon est de 1,84 dollars par jour, alors que pour le calcul de l'incidence de la pauvreté, les pauvres sont définis comme la population vivant avec moins de 1 dollar par jour seulement.

Tableau 2. – *Développement financier (M3/PIB), instabilité financière et pauvreté*
(Logarithme du revenu moyen des 20 % les plus pauvres)

Variable dépendante : Log du revenu moyen des 20 % les plus pauvres	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	MCO	System GMM	System GMM	System GMM	System GMM
Log du PIB par tête	0,947 (19,95)***	1,019 (12,27)***	0,997 (13,17)***	1,029 (14,73)***	1,021 (14,23)***
M3/PIB	0,525 (3,11)***	0,485 (2,13)**	0,444 (2,10)**	0,393 (1,93)*	0,290 (1,73)*
Instabilité de M3/PIB	- 3,746 (1,63)*	- 4,812 (2,05)**	- 4,273 (1,98)*	- 3,459 (1,60)	- 2,448 (1,17)
Inflation (a)	0,010 (0,04)	0,001 (0,00)	- 0,032 (0,10)	0,031 (0,10)	
$e - t$ du taux de croissance du PIB par tête			- 0,010 (0,66)		
Log du PIB par tête*Ng				- 0,008 (2,12)**	- 0,007 (1,74)*
Constante	- 1,056 (2,98)***	- 1,560 (2,55)**	- 1,349 (2,33)**	- 1,591 (3,01)***	- 1,518 (2,82)***
Nombre d'observations	146	146	146	146	146
R^2	0,78				
Nombre de pays	67	67	67	67	67
Test de Hansen (probabilité)		0,97	1,00	1,00	0,96
AR(2) (probabilité)		0,86	0,65	0,66	0,66
Test $_b[y] = 1$ (probabilité)	0,27	0,82	0,97	0,68	0,77

Entre parenthèse, la valeur absolue des t de student corrigés de l'hétéroscédasticité.

* Significatif à 10 % ; ** Significatif à 5 % ; *** Significatif à 1 %.

AR(2) : Test d'autocorrélation du second ordre d'Arellano et Bond

Test $_b[y] = 1$: teste l'hypothèse nulle : le coefficient du logarithme du PIB par tête n'est pas différent de 1.

Ng = Nombre d'années de taux de croissance négative sur les cinq dernières années.

$e - t$: écart-type.

(a) Log (1 + taux d'inflation).

Toutes les variables explicatives sont supposées prédéterminées.

Tableau 3. – Développement financier (M3/PIB), instabilité financière et pauvreté
(% de la population avec moins d'un dollar/jour)

Variable dépendante : % de la population avec moins d'un dollar/jour	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	MCO	System GMM	System GMM	System GMM	System GMM
Log du PIB par tête	- 0,167 (8,17)***	- 0,175 (4,28)***	- 0,206 (6,18)***	- 0,211 (4,59)***	- 0,222 (3,09)***
M3/PIB	- 0,412 (6,26)***	- 0,326 (2,61)**	- 0,329 (2,54)**	- 0,322 (2,70)***	0,171 (0,47)
Instabilité de M3/PIB	2,022 (2,49)**	1,590 (1,66)*	2,523 (2,19)**	2,220 (2,07)**	-0,322 (0,27)
Inflation (a)	- 0,086 (1,46)	- 0,038 (0,55)	- 0,089 (1,09)	- 0,035 (0,57)	
$e - t$ du taux de croissance du PIB par tête			-0,018 (2,58)**		
Log du PIB par tête*Ng				-0,004 (1,27)	-0,000 (0,18)
Constante	1,655 (10,23)***	1,686 (5,55)***	1,975 (7,74)***	1,994 (5,52)***	1,921 (4,05)***
Nombre d'observations	115	115	115	115	119
R^2	0,53				
Nombre de pays		64	64	64	65
Test de Hansen (probabilité)		0,36	0,76	0,78	0,68
AR(2) (probabilité)		0,32	0,46	0,30	0,32

Entre parenthèse, la valeur absolue des t de student corrigés de l'hétéroscédasticité.

* Significatif à 10 % ; ** Significatif à 5 % ; *** Significatif à 1 %.

AR(2) : Test d'autocorrélation du second ordre d'Arellano et Bond

Ng = Nombre d'années de taux de croissance négative sur les cinq dernières années.

$e - t$: écart-type.

(a) Log (1 + taux d'inflation).

Toutes les variables explicatives sont supposées prédéterminées.

2.3.3. Analyse de sensibilité

À côté de l'indicateur de développement financier M3/PIB et de son instabilité, nous introduisons dans les deux estimations obtenues en utilisant l'un ou l'autre des deux indicateurs de pauvreté un ensemble de nouvelles variables explicatives (voir régressions des tableaux 4 et 5 comparées à celles de la colonne 2 des tableaux 2 et 3).

Notons tout d'abord que les variables financières (niveau et instabilité de M3/PIB) gardent le même signe et restent significatives dans la plupart des régressions. Pour tester l'existence d'un éventuel point de retournement dans la relation entre le développement financier et la pauvreté, nous avons introduit M3/PIB au carré dans la régression, mais sans obtenir de résultat significatif. Il en est de même pour plusieurs autres variables, comme l'inégalité de distribution des terres, l'indice de libertés civiles et l'éducation.

Pendant, l'instabilité du taux de croissance de la valeur ajoutée agricole considérée comme une mesure des chocs climatiques, réduit le revenu des 20 % les plus pauvres de la population de la même façon qu'un niveau élevé de consommation publique et d'ouverture commerciale. Par contre, la densité du réseau routier agit positivement sur le revenu des pauvres¹. Dans le modèle utilisant comme mesure de la pauvreté la part de la population vivant avec moins d'un dollar par jour (tableau 5), l'ouverture commerciale semble être positivement corrélée avec l'incidence de la pauvreté (colonne 7), alors qu'un niveau élevé du taux de scolarisation primaire a tendance à la réduire (colonne 9).

Les résultats des colonnes 9 des tableaux 4 et 5 ont été soumis à une analyse de sensibilité aux points extrêmes. Les pays dont le résidu s'écarte de deux fois l'écart-type de l'indicateur de pauvreté ont été exclus de l'échantillon sans que les résultats soient modifiés en ce qui concerne le revenu des 20 % les plus pauvres. Par contre, pour l'incidence de la pauvreté, la significativité du coefficient de l'instabilité financière baisse alors que le développement financier quant à lui demeure significatif à 1 %.

Nous avons également utilisé comme indicateur d'instabilité financière l'écart-type du taux de croissance de M3/PIB. Cette nouvelle variable suggère également que l'instabilité financière est associée négativement au revenu moyen des 20 % les plus pauvres à un seuil de signification de 5 % tandis qu'elle est associée positivement à la part de la population en dessous du seuil international de pauvreté, mais dans ce dernier cas son coefficient n'est pas significatif au seuil de 10 %².

1. L'insuffisance de données sur la densité routière ne permet pas l'utilisation du *System GMM*, par conséquent, les MCO ont été utilisés.

2. Par souci d'économie d'espace, ces résultats ne sont pas présentés dans cet article.

Tableau 4. – Analyse de sensibilité de la relation entre développement financier (M3/PIB) et pauvreté (Log du revenu des 20 % les plus pauvres)

Variable dépendante : Log du revenu moyen des 20 % les plus pauvres	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	System GMM	MCO	System GMM						
Log du PIB par tête	0,954 (12,71)***	1,024 (13,28)***	0,982 (11,62)***	0,897 (13,17)***	0,941 (10,43)***	1,014 (13,65)***	0,995 (14,02)***	0,922 (10,99)***	0,944 (16,43)***
M3/PIB	1,293 (2,19)**	0,455 (2,24)**	0,523 (2,13)**	0,644 (2,87)***	0,574 (2,83)***	0,446 (2,07)**	0,560 (3,12)***	0,681 (2,36)**	0,879 (4,11)***
Instabilité de M3/PIB	-3,167 (1,71)*	-4,291 (1,99)*	-4,891 (2,03)**	-2,505 (1,14)	-5,175 (2,20)**	-4,599 (1,94)*	-3,843 (1,93)*	-4,502 (1,21)	-3,531 (2,08)**
Inflation (a)	0,170 (0,50)	0,130 (0,42)	0,100 (0,25)	-0,144 (0,51)	0,072 (0,21)	-0,133 (0,36)	-0,018 (0,06)	0,365 (1,31)	-0,297 (0,82)
(M3/PIB) ²	-0,603 (1,39)								
<i>e</i> - <i>t</i> du taux de croissance de la VA agricole (b)		-0,012 (2,75)***							-0,004 (0,94)
Gini de la distribution des terres			-0,003 (0,99)						-0,001 (0,32)
Consommation du gouvernement / PIB				-2,888 (2,93)***					-1,492 (1,72)*
Indice de libertés civiles					0,024 (0,55)				-0,012 (0,31)
Éducation (Log)						-0,061 (0,21)			-0,084 (0,51)
Ouverture commerciale							-0,003 (1,57)		-0,005 (3,06)***
Densité routière								0,282 (2,68)***	
Constante	-1,329 (2,40)**	-1,519 (2,74)***	-1,073 (1,77)*	-0,344 (0,62)	-1,071 (1,85)*	-1,486 (2,56)**	-1,252 (2,20)**	-1,093 (1,92)*	-0,491 (1,13)
Nombre d'observations	146	144	111	145	138	142	145	64	99
R ²								0,80	
Nombre de pays	67	66	44	67	67	65	66		42
Test de Hansen (probabilité)	1,00	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	0,99		1,00
AR(2) (probabilité)	0,94	0,96	0,95	0,39	0,13	0,66	0,94		0,14
Test <i>b</i> [<i>y</i>] = 1 (probabilité)	0,55	0,76	0,83	0,13	0,51	0,85	0,94	0,35	0,34

Entre parenthèse, la valeur absolue des *t* de Student corrigés de l'hétéroscédasticité.

* Significatif à 10 % ; ** Significatif à 5 % ; *** Significatif à 1 %.

AR(2) : Test d'autocorrélation du second ordre d'Arellano et Bond, Test *b*[*y*] = 1 : teste l'hypothèse nulle : le coefficient du logarithme du PIB par tête n'est pas différent de 1.

e - *t* : écart-type, (a) Log (1 + taux d'inflation), (b) Écart-type du taux de croissance de la valeur ajoutée agricole (en % du PIB).

Toutes les variables explicatives sont supposées prédéterminées à l'exception du Gini de la distribution des terres et de l'écart-type du taux de croissance de la VA agricole qui sont supposés exogènes.

Tableau 5. – *Analyse de sensibilité de la relation entre développement financier (M3/PIB) et pauvreté (% de la population avec moins d'un dollar/jour)*

Variable dépendante : % de la population avec moins d'un dollar/jour	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	System GMM	System GMM	System GMM	System GMM	System GMM	System GMM	System GMM	MCO	System GMM
Log du PIB par tête	-0,196 (4,58)***	-0,186 (4,72)***	-0,180 (2,32)**	-0,168 (3,80)***	-0,216 (4,38)***	-0,155 (2,87)***	-0,153 (5,20)***	-0,167 (6,94)***	-0,137 (2,69)**
M3/PIB	-0,028 (0,08)	-0,350 (2,96)***	-0,323 (1,99)*	-0,343 (2,64)**	-0,329 (2,75)***	-0,328 (2,68)***	-0,547 (3,48)***	-0,351 (5,32)***	-0,477 (3,34)***
Instabilité de M3/PIB	2,407 (1,80)*	1,874 (2,05)**	2,528 (2,00)*	1,260 (1,24)	1,984 (2,00)*	1,784 (1,77)*	1,869 (1,73)*	1,452 (1,51)	3,005 (2,11)**
Inflation (a)	-0,083 (0,91)	-0,053 (0,79)	-0,093 (1,06)	-0,026 (0,38)	-0,059 (0,79)	-0,048 (0,68)	-0,017 (0,26)	-0,052 (0,70)	-0,144 (1,62)
(M3/PIB) ²	-0,258 (0,91)								
<i>e - t</i> du taux de croissance de la VA agricole (b)		-0,003 (1,36)							-0,004 (1,35)
Gini de la distribution des terres			-0,001 (0,40)						-0,000 (0,33)
Consommation du gouvernement / PIB				0,223 (0,44)					0,125 (0,19)
Indice de libertés civiles					0,024 (0,89)				0,028 (1,42)
Éducation (Log)						-0,157 (1,26)			-0,195 (2,53)**
Ouverture commerciale							0,003 (2,08)**		0,001 (0,41)
Densité routière								-0,045 (1,43)	
Constante	1,778 (6,13)***	1,803 (6,04)***	1,757 (3,73)***	1,622 (4,66)***	1,928 (5,88)***	2,235 (6,08)***	1,428 (5,84)***	1,669 (8,56)***	2,236 (6,69)***
Nombre d'observations	115	114	86	114	115	114	114	83	85
R ²								0,54	
Nombre de pays	64	64	44	63	64	64	63		44
Test de Hansen (probabilité)	0,66	0,39	0,53	0,70	0,74	0,84	0,83		0,96
AR(2) (probabilité)	0,31	0,32	0,32	0,32	0,31	0,34	0,61		0,33

Entre parenthèse, la valeur absolue des *t* de Student corrigés de l'hétéroscédasticité .

* Significatif à 10 % ; ** Significatif à 5 % ; *** Significatif à 1 %.

AR(2) : Test d'autocorrélation du second ordre d'Arellano et Bond.

e - t : écart-type, (a) Log (1 + taux d'inflation), (b) Écart-type du taux de croissance de la valeur ajoutée agricole (en % du PIB).

Toutes les variables explicatives sont supposées prédéterminées à l'exception du Gini de la distribution des terres et de l'écart-type du taux de croissance de la VA agricole qui sont supposées exogènes.

Enfin une autre mesure de l'instabilité a été également testée, qui est non plus la moyenne par période de cinq ans des valeurs absolues des résidus issus de l'estimation de la tendance de M3/PIB, mais l'écart-type de ces résidus pour chaque période. On tient compte, ainsi, du fait qu'il peut exister une relation entre l'ampleur moyenne des résidus et le niveau moyen du développement financier d'un pays. Les résultats diffèrent peu de ceux obtenus dans les tableaux 4 et 5.

2.4. Développement financier, instabilité financière et croissance économique

Afin de mettre en lumière les canaux de transmission par lesquels le développement financier agit sur la pauvreté, nous avons procédé à deux estimations supplémentaires relatives aux déterminants de l'instabilité financière et de la croissance économique. Les deux dernières estimations ont été réalisées sur le même échantillon de pays que celui du revenu des 20 % les plus pauvres de la population, sur la période 1966-2000 subdivisée en sept sous périodes de cinq années chacune.

2.4.1. L'instabilité Financière, fonction croissante du développement financier

Le développement financier est apparu d'autant plus instable que son niveau s'accroît (tableau 6). Le coefficient de M3/PIB est positif et significatif à 1 % dans toutes les régressions¹. Ce résultat est robuste à l'introduction de plusieurs variables de contrôle que la littérature a identifié comme cause des crises financières. Parmi ces dernières, l'inflation et l'instabilité des exportations (ou leur part exogène) sont positivement corrélées à l'instabilité financière. Par ailleurs, plus le niveau de développement économique est faible, plus forte est l'instabilité financière, le coefficient du PIB par tête est négatif et significatif au seuil de 5 % dans la plupart des régressions. En revanche l'indicateur des libertés civiles (considéré comme une mesure approximative du cadre légal), l'ouverture financière et l'instabilité politique ne sont pas apparues comme des déterminants significatifs de l'instabilité de M3/PIB.

1. Les résultats sont similaires lorsqu'on utilise comme mesure de l'instabilité l'écart-type des résidus à la place de la moyenne des valeurs absolues des résidus, mais sont non concluants lorsqu'on utilise l'écart-type du taux du ratio M3/PIB.

Tableau 6. – *Effet du développement financier sur l'instabilité financière (1966-2000)*

Variable dépendante : Instabilité financière	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	System GMM	System GMM	System GMM	System GMM	System GMM	System GMM	System GMM
M3/PIB	0,079 (3,33)***	0,068 (3,11)***	0,074 (3,41)***	0,079 (3,29)***	0,061 (3,20)***	0,062 (3,40)***	0,052 (3,38)***
Log du PIB par tête	-0,016 (2,67)***	-0,011 (2,42)**	-0,013 (2,33)**	-0,016 (2,59)**	-0,006 (1,43)	-0,004 (1,26)	-0,001 (0,38)
Indice de libertés civiles ($t - 1$)		0,001 (0,40)					0,001 (0,75)
Ouverture financière			-0,008 (0,21)				0,010 (0,42)
Instabilité politique				-0,004 (1,24)			-0,002 (0,76)
Inflation (a)					0,011 (2,99)***		0,010 (2,68)***
$e - t$ du taux de croissance des exportations						0,053 (3,41)***	0,033 (2,21)**
Constante	0,104 (2,91)***	0,077 (3,06)***	0,087 (2,47)**	0,111 (2,92)***	0,033 (1,29)	0,021 (1,13)	-0,006 (0,34)
Nombre d'observations	410	317	400	409	410	399	308
Nombre de pays	72	72	71	72	72	72	71
Test de Hansen (probabilité)	0,36	0,82	0,36	0,55	0,32	0,34	0,83
AR(2) (probabilité)	0,14	0,19	0,16	0,14	0,28	0,21	0,29

Entre parenthèse, la valeur absolue des t de Student corrigés de l'hétéroscédasticité.

* Significatif à 10 % ; ** Significatif à 5 % ; *** Significatif à 1 %.

AR(2) : Test d'autocorrélation du second ordre d'Arellano et Bond.

$e - t$: écart-type, (a) Log (1 + taux d'inflation).

Variables muettes temporelles incluses.

Toutes les variables explicatives sont supposées prédéterminées à l'exception de l'instabilité politique qui est supposée exogène et du développement financier supposé endogène.

2.4.2. La croissance économique, fonction croissante du développement financier et décroissante de l'instabilité financière

L'estimation du taux de croissance économique en fonction du niveau et de l'instabilité de M3/PIB et des variables explicatives usuelles de la croissance économique (le niveau initial du PIB par tête, la scolarisation primaire, l'inflation, la consommation publique, l'ouverture commerciale, la prime de change sur le marché parallèle, l'envi-

ronnement légal et l'instabilité socio-politique)¹, utilisant l'estimateur du *System GMM*, a confirmé que le niveau du développement financier et son instabilité sont respectivement corrélés positivement et négativement au taux de croissance du PIB par tête aux seuils de signification de 1 % et 5 % (tableau 7). Ces résultats montrent également qu'un accroissement du taux de scolarisation primaire, une réduction des distorsions du marché des changes et un faible niveau d'instabilité socio-politique sont favorables à la croissance économique.

Tableau 7.— *Développement financier, instabilité financière et croissance économique (1966-2000)*

<i>Variable dépendante : taux de croissance du PIB par tête réel</i>	(1)
	<i>System GMM</i>
Log du PIB initial par tête	0,0002 (0,01)
M3/PIB	0,250 (4,49)***
Instabilité de M3/PIB	- 1,557 (2,01)**
Éducation	0,183 (2,85)***
Inflation (a)	0,002 (0,17)
Consommation publique/PIB	- 0,004 (1,23)
Ouverture commerciale (Log)	- 0,012 (0,43)
Prime de change marché parallèle (a)	- 0,044 (2,07)**
Indice de libertés civiles	- 0,010 (0,97)
Instabilité politique	- 0,058 (3,31)***
Constante	0,049 (0,38)
Nombre d'observations	304
Nombre de pays	69
Test de Hansen (probabilité)	1,00
AR(2) (probabilité)	0,40

Entre parenthèse, la valeur absolue des *t* de Student corrigés de l'hétéroscédasticité.

* Significatif à 10 % ; ** Significatif à 5 % ; *** Significatif à 1 %.

AR(2) : Test d'autocorrélation du second ordre d'Arellano et Bond.

(a) Log (1 + variable).

Toutes les variables explicatives sont supposées prédéterminées à l'exception de M3/PIB qui est supposé endogène et de l'instabilité politique supposée exogène.

Variables muettes temporelles incluses.

1. Nous n'introduisons pas ici le taux d'investissement ou le taux de croissance du capital puisque nous supposons que l'impact du niveau et de l'instabilité du développement financier passe en partie à travers le niveau de l'investissement.

CONCLUSION

Notre analyse comporte trois conclusions principales :

- 1) instabilité financière et développement financier vont de pair,
- 2) le développement financier est favorable aux pauvres,
- 3) mais l'instabilité financière leur est spécifiquement défavorable.

De fait l'effet du développement financier sur la pauvreté est statistiquement significatif, mais aussi d'une réelle portée économique. L'impact total d'une augmentation de 10 points de pourcentage de M3/PIB (environ la moitié de l'écart-type de l'échantillon), équivaut à une hausse de 8,64 % du revenu moyen des pauvres, dont un cinquième seulement correspond à l'effet qui passe par la croissance économique. Ainsi le développement financier réduit la pauvreté principalement par l'effet direct que nous supposons être « l'effet de conduit » de McKinnon. Sans l'instabilité financière induite par le développement financier, cette hausse aurait été supérieure de près de trois points¹. Un même accroissement de M3/PIB est susceptible de réduire la proportion de pauvres de 3,4 points de pourcentage².

Ces conclusions nous paraissent contribuer à expliquer les désaccords quant aux moyens de réduire la pauvreté et l'idée parfois avancée que la croissance économique ne réduit pas la pauvreté. Or, comme le souligne Ravi Kanbur (2001), « le vrai débat concerne la combinaison des mesures de politique économique et leurs diverses conséquences sur la distribution des revenus et la pauvreté ». Les implications politiques de notre analyse sont évidentes. Comme l'effet bénéfique du développement financier est amoindri par l'instabilité financière qui généralement l'accompagne, la politique économique doit prendre en compte les risques d'instabilité financière. Une croissance excessive de la masse monétaire induisant de l'inflation, une large ouverture commerciale et financière vis-à-vis de l'extérieur d'une économie spécialisée dans les produits primaires et donc particulièrement vulnérable aux chocs externes, une médiocre application de la règle de

1. En combinant les régressions des dernières colonnes des tableaux 4 et 6 avec les résultats du tableau 7, une hausse de M3/PIB de 10 points de pourcentage entraîne un accroissement du revenu moyen des pauvres de 8,79 %, accroissement amputé d'une réduction de 1,84 % ($0,1 \times 0,052 \times (-3,531) \times 100$) causé par l'instabilité financière induite par l'accroissement du niveau de développement financier, de telle sorte que l'effet direct serait finalement une hausse du revenu moyen des pauvres de 6,95 %. À cet impact direct, il faut ajouter l'impact de la croissance économique sur le revenu moyen des pauvres pour sa part induite par l'augmentation du niveau de développement financier, mais réduite par l'instabilité financière. Cet effet indirect sur le revenu moyen des pauvres est évalué à 1,69 % de hausse [$0,1 \times [0,250 + (0,052 \times -1,557)] \times 100$]. Ainsi l'impact total d'une augmentation de 10 points de pourcentage de M3/PIB équivaut à une hausse de 8,64 % du revenu moyen des pauvres. En l'absence de l'instabilité financière induite par l'accroissement du niveau de développement financier, cette hausse serait de 11,29 %.

2. Ce résultat est obtenu en utilisant la même procédure que pour le revenu moyen des pauvres mais avec les résultats des dernières colonnes des tableaux 5 et 6 combinés avec les résultats du tableau 7.

droit et des standards internationaux en matière de comptabilité des entreprises, sont autant de facteurs favorables à une crise financière. Par conséquent une politique visant à accroître l'intermédiation financière doit s'accompagner d'une politique de stabilité macroéconomique, d'une ouverture progressive ou contrôlée vis-à-vis de l'extérieur et d'une régulation et supervision du système bancaire. S'il est certainement utile de promouvoir la microfinance spécialement impliquée dans les prêts aux pauvres, il est aussi très important de favoriser et de contrôler le développement de l'ensemble de l'intermédiation financière.

BIBLIOGRAPHIE

- Andersen T.-B. et Tarp F., « Financial Liberalization, Financial Development and Economic growth in LDCs », *Journal of International Development*, vol. 15, n° 2, March 2003, p. 189-209.
- Beck T. *et al.*, « Finance, Inequality and Poverty: Cross Country Evidence », *World Bank Working Paper*, n° 3338, 2004.
- Chen S. et Ravallion M., « How Did the World's Poorest Fare in the 1990's? », *Review of Income and wealth*, September 2001.
- Christiaensen L. *et al.*, « Macro and Micro Perspectives of Growth and Poverty in Africa », *The World Bank Economic Review*, vol. 17, n° 3, 2003, p. 317-347.
- Deaton A., « Counting the World's Poor: Problems and Possible Solutions », *World Bank Research Observer*, vol. 16, n° 2, 2001, p. 125-147.
- Dollar D. et Kraay A., « Growth is Good for the Poor », *Journal of Economic Growth*, vol. 7, n° 3, September 2002, p. 195-225.
- Easterly W. et Fischer S., « Inflation and the poor », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 33, n° 2, 2001, p. 160-178.
- Guillaumont P. *et al.*, « How Instability Lowers African Growth », *Journal of African Economies*, vol. 8, n° 1, 1999, p. 87-107.
- Honohan P., « Financial Development, Growth and Poverty : How Close Are the Links? », *World Bank Policy Research Working Paper*, 3203, February 2004.
- Janvry de A. et Sadoulet E., « Growth, Poverty, and Inequality in Latin America: A Causal Analysis, 1970-1994 », *Review of Income and Wealth*, vol. 46, n° 3, September 2000, p. 267-287.
- Kaminsky G.-L. et Reinhart C.-M., « The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems », *American Economic Review*, vol. 89, n° 3, 1999, p. 473-500.
- Kanbur R., « Economic Policy, Distribution and Poverty: The Nature of the Disagreements », *World Development*, vol. 29, n° 8, 2001, p. 1083-1094.
- Krugman P., *The Return of Depression Economics*, W.W. Norton and Company, Inc., New York, traduit sous le titre : *Pourquoi les crises reviennent toujours*, Le Seuil, Paris, 2000.
- Levine R., « Financial Development and economic Growth: Views and Agenda », *Journal of Economic Literature*, vol. 35, n° 3, June 1997, p. 688-726.

- Levine R. *et al.*, « Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes », *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, n° 1, August 2000, p. 31-77.
- McKinnon R.I., *Money and Capital in Economic Development*, Washington, Brooking Institution, 1973.
- « Financial Liberalization in Retrospect: Interest Rate Policies in LDCs », dans G. Ranis et T.-P. Shultz (ed.), *The State Development Economics: Progress and Perspectives*, New York, Basil Blackwell Inc., 1988, p. 386-410.
- Ramey G. et Ramey V.A., « Cross-country Evidence on the Link Between Volatility and growth », *The American Review*, vol. 85, n° 5, December 1995, p. 1138-1151.
- Ravallion M., « Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages », *World Development*, vol. 29, n° 11, 2001, p. 1803-1815.
- Stiglitz J. et Weiss A., « Credit Rationing in Markets with Imperfect Information », *American Economic Review*, vol. 71, n° 3, June 1981, p. 393-410.
- Stiglitz J., « Credit Markets and the Control of Capital », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 17, n° 2, 1985, p. 133-152.

EFFET DU DÉVELOPPEMENT FINANCIER SUR LES INÉGALITÉS AU TRAVERS DES INVESTISSEMENTS PRODUCTIFS ET ÉDUCATIFS

Florent Bresson¹

Au cours des années 1990, un certain nombre d'auteurs ont proposé des modèles permettant d'expliquer comment les imperfections du marché du crédit conduisaient à des situations d'inégalités stationnaires. Ces modèles se basent sur une situation initiale commune. A chaque fois, on fait face à une population dont les membres ne se différencient que par le niveau initial de richesse et cherchent un financement pour leurs projets d'investissement. Le marché du crédit étant miné par des asymétries d'information qui conduisent les institutions financières à rationner le crédit, on aboutit à des écarts de rémunération entre les individus et donc à un niveau global d'inégalités essentiellement déterminées par la distribution initiale des richesses. Outre la manière dont se réalise le rationnement du crédit, ces modèles se distinguent par la nature des investissements proposés aux individus. D'un côté, on retrouve des modèles optant pour des investissements éducatifs (Galor et Zeira, 1993 ; Durlauf, 1996) ; de l'autre il s'agit d'investissements en capital physique (Aghion et Bolton, 1992 ; Piketty, 1997). Si ce choix ne présente finalement aucun intérêt lorsqu'il s'agit de conclure à une persistance des inégalités, il peut se révéler primordial lorsque l'on souhaite se pencher sur le degré d'inégalités créées par les imperfections de marchés et les leviers dont disposent les décideurs publics pour les réduire. L'objet de cet article consiste donc à isoler les effets du développement financier sur les inégalités au travers des investissements directement productifs et de l'éducation.

Dans une première partie, nous ferons état de la littérature théorique, des enseignements qu'il est possible d'en tirer dans le cadre de notre étude, et présenterons quelques travaux empiriques déjà réalisés. La seconde partie nous permettra d'introduire notre base de données ainsi

1. CERDI, CNRS – Université d'Auvergne. Mél. : florent.bresson@u-clermont1.fr

Remerciements : J.-L. Arcand, J.-C. Berthélémy, J.-L. Combes, C. Cottet, B. d'Hombres, R. Kpodar, L. Page et P. Plane pour leur aide et commentaires.

que le modèle économétrique et la logique qui le sous-tend. Les troisième et quatrième parties seront consacrées respectivement à l'étude des effets du développement financier et de l'éducation sur les inégalités de revenus et à l'estimation du rôle du premier sur les inégalités d'éducation. Dans une cinquième partie, nous essaierons enfin de synthétiser l'ensemble de ces résultats et les conclusions que l'on peut en tirer.

1. QUELQUES ÉLÉMENTS DE THÉORIE ET D'EMPIRISME

1.1. Développement financier et distribution des revenus

Lorsque l'on se penche sur la littérature relative aux inégalités de revenus, on note qu'un nombre particulièrement important d'auteurs ont mis en évidence des imperfections des marchés de crédit dans la genèse ou la persistance d'écart de revenus entre les individus d'une même population. La plupart des modèles sont caractérisés par la présence d'imperfections des marchés de crédit qui bloquent le processus d'accumulation du capital de certains ménages en leur interdisant la réalisation d'investissements en capital physique. L'article de Piketty (1997) est particulièrement séduisant dans la mesure où il s'inspire du modèle de croissance classique en postulant que l'économie est constituée d'entrepreneurs individuels produisant avec une technologie à rendements décroissants. Du fait de l'incapacité des institutions bancaires à observer l'effort fourni par chaque individu dans son entreprise, celles-ci sont conduites à n'accorder de crédit qu'en fonction du niveau de richesse. Il se crée alors une trappe à pauvreté qui donne lieu à une polarisation des revenus et donc à la persistance d'un certain niveau d'inégalité. Il n'existe toutefois pas dans ce modèle de niveau stationnaire d'inégalité, l'accumulation des plus pauvres n'étant pas stoppée, mais ralentie par rapport à ce qu'impliquerait une convergence classique. On retrouve donc potentiellement, même si l'auteur n'en fait pas état, un schéma d'évolution des inégalités à la Kuznets en « U » inversé. Chez d'autres auteurs, on retrouve par contre des situations d'inégalités stationnaires, chacune étant essentiellement déterminée par le degré et le type d'imperfections ainsi que la distribution initiale du patrimoine.

L'article de Greenwood et Jovanovic (1990) se démarque de ce type d'articles en faisant explicitement le lien entre développement financier et inégalité. Dans leur modèle, les intermédiaires financiers n'interviennent pas comme créanciers mais comme offreurs d'une information qui permet d'accroître la rentabilité des investissements réalisés par les individus, et comme assureurs en répartissant les risques entre les individus. Certes, il existe une imperfection de marché liée à la présence d'un coût à l'entrée substantiel qui rend l'adhésion aux institutions financières peu attractive pour les individus ne disposant pas d'un certain niveau de ressources. Toutefois, chez Greenwood et Jovanovic,

cette imperfection évolue dans le temps et permet à terme à une part de plus en plus importante de la population d'accéder au secteur financier. De fait, les inégalités s'accroissent donc entre les plus riches et les plus pauvres (les auteurs ne concluent pas réellement sur l'évolution globale de la distribution des revenus), puis se stabilisent à long terme au fil du développement financier.

Malgré l'importance de cette littérature, les études économétriques menées jusqu'à présent ont été relativement rares et semblent avoir sous-exploité les résultats obtenus par le biais de ces modélisations. Fréquemment cité, l'article de Li *et al.* (1998) conclut à une influence positive du développement financier (capté par le ratio M2/PIB) mais est toutefois entaché d'un certain nombre de défaillances techniques qui rendent les conclusions de ces auteurs relativement fragiles¹. Bulir (1998) s'intéresse aux effets de l'inflation sur les inégalités de revenus, mais inclut parmi ses variables de contrôle un ratio d'approfondissement financier qui se révèle avoir un impact positif et significatif, mais de relativement faible amplitude. Récemment, Lopez (2003) a conclu à une influence négative du développement financier sur la distribution des revenus. Plus intéressante est encore l'étude de Clarke *et al.* (2003). Selon ces auteurs, l'influence globale du développement financier sur les inégalités dépend en grande partie de la structure de l'économie considérée. Ils établissent ainsi un pont entre les théories énoncées précédemment et celle de Kuznets (1955).

Rappelons que du point de vue de ce dernier, le processus de développement économique induit le passage progressif d'une grande partie de la population d'un secteur traditionnel caractérisé par de faibles revenus à un secteur moderne aux rémunérations plus fortes mais distribuées de manière moins égale. Au cours de cette évolution, les inégalités de revenus se creusent dans un premier temps puis, lorsqu'une part substantielle de la population a rejoint le secteur moderne, tendent à se réduire. On obtient donc, en principe, une relation en « U » inversé entre inégalités et développement économique. Clarke *et al.* exploitent l'idée selon laquelle le secteur moderne est inégalitaire car donnant lieu à des perspectives de revenus importantes. Si la réalisation de ces dernières est conditionnée par un accès des individus au crédit, les auteurs concluent que les inégalités seront plus fortes dans les pays présentant à la fois un secteur moderne important et un fort développement financier. Pour valider empiriquement leur hypothèse, ils incluent dans leurs régressions, en plus des variables correspondant à chacun de ces deux éléments, une variable d'interaction entre approfondissement financier et taille du secteur moderne. Du point de vue des résultats, la confirma-

1. Les régressions effectuées par Li *et al.* (1998) sont réalisées en *pooling* avec deux variables constantes dans le temps. Celles-ci captent alors en partie des effets fixes et sont sans doute corrélées avec le terme d'erreur de l'équation s'il existe des variables omises relevant de l'effet spécifique au pays.

tion de leur théorie apparaît comme dépendante de la variable retenue pour traduire le niveau de développement financier ainsi que de l'estimateur utilisé. Malgré cette faiblesse, l'approche économétrique de ces auteurs est intéressante car elle permet de mieux faire face à la forte hétérogénéité des panels utilisés dans ce genre d'études.

1.2. Éducation et distribution des revenus

Aussi bien au niveau microéconomique que macroéconomique, l'étude de l'influence de l'éducation sur le niveau de revenu semble faire figure d'exercice de style tant le sujet a motivé d'études depuis l'apparition de la théorie du capital humain. Malgré l'importance de la littérature et la diversité des approches, il existe un fort consensus au sujet des effets supposés bénéfiques de l'éducation. Et si la relation est supposée juste en niveau, on peut raisonnablement supposer qu'elle se vérifie du point de vue des distributions, autrement dit que les inégalités en matière d'éducation sont un déterminant des inégalités de revenus¹.

Cette relation a été mise en équation de manière récurrente par un certain nombre d'auteurs (Banerjee et Newman², 1993 ; Galor et Zeira, 1993 ; Durlauf, 1996 ; Ghatak et Jiang³, 2002). Les conclusions comme les mécanismes internes ne varient guère : il existe de manière systématique des individus qui souhaiteraient s'engager dans des activités mieux rémunérées, mais qui ne peuvent réaliser l'investissement minimum nécessaire du fait de l'insuffisance de leurs fonds propres. On aboutit donc à nouveau vers des situations de ralentissement de la convergence des revenus ou d'inégalités permanentes. En filigrane de cette sous-production de l'éducation, on retrouve un dysfonctionnement du marché du crédit. Si l'éducation est un élément du capital humain, ce capital ne peut s'accroître, expérience mise à part, qu'au prix d'investissements qu'il convient de financer. Lorsque les ressources des individus viennent à faire défaut, ces derniers doivent en théorie faire appel au marché pour leur apporter les fonds manquants. En cas d'imperfection, voire d'absence, du marché du crédit, les individus doivent limiter leurs ambitions, ce qui conduit à une population caractérisée par une certaine hétérogénéité des niveaux d'éducation alors même que les préférences des individus sont en général supposées identiques.

Ce type de modèle n'a jamais fait l'objet d'une véritable étude économétrique, alors même que le lien entre éducation et inégalités a sou-

1. Peu importe pour notre analyse que la corrélation observée entre éducation et revenus soit le fait d'un véritable apport de connaissances lors de la scolarisation ou bien que le système éducatif ait pour effet le tri des individus selon leurs qualités intrinsèques (théorie dite du filtre), seule compte l'idée selon laquelle la distribution des revenus est affectée par la distribution des facteurs de production, notamment le capital humain.

2. Pour ces deux articles, il n'est pas fait de référence explicite à l'éducation, mais les choix d'occupation auxquels font face les individus sont facilement assimilables à des choix de métiers nécessitant dans certains cas un investissement éducatif.

vent été exploré (Knight et Sabot, 1983 ; De Gregorio et Lee, 1999 ; Checchi 2000) tout comme l'influence des facteurs financiers sur le niveau d'éducation. Ce dernier a fait aussi bien l'objet de recherches microéconomiques que macro économiques. L'étude de Flug *et al.* (1998) se positionne sur le plan macroéconomique. L'objectif de ces auteurs est de démontrer que l'instabilité économique et les rationnements du crédit affectent non seulement les investissements en capital physique, mais aussi ceux en capital humain. Ils introduisent ainsi dans leurs régressions des taux de scolarisation secondaire une variable d'approfondissement financier qui se révèle avoir un effet positif et significatif sur la production d'éducation. Pour illustrer l'importance de cet effet, ils montrent que la contrainte de crédit explique à elle seule un tiers de la différence de scolarisation moyenne entre l'Amérique latine et les pays industrialisés.

Pour ce qui est des travaux empiriques relatifs aux effets de l'éducation sur la distribution des revenus, il nous semble intéressant de nous attarder sur les études de De Gregorio et Lee (1999) et Checchi (2000). Ces deux articles ont pour intérêt la prise en compte explicite des inégalités en matière d'éducation dans leur analyse tout en recherchant les déterminants de celles-ci, approche que nous avons adopté pour le présent travail.

S'appuyant sur Knight et Sabot (1983), De Gregorio et Lee (1999) soutiennent que l'éducation influe sur les inégalités de revenus non seulement par le biais de sa distribution mais au travers de son niveau moyen. Au niveau de ce dernier élément, l'effet attendu doit être nettement plus ambigu du fait de l'influence contraire des effets de composition et de compression définis par Knight et Sabot. Selon ces derniers, lorsque l'éducation se développe, la composition de la force de travail se modifie, créant une modification de la distribution des salaires, l'échelle de ces derniers étant laissée inchangée. Il s'agit de l'effet de composition de l'éducation. L'effet de compression consiste à prendre en compte l'effet de l'évolution de cette échelle du fait de l'évolution des offres de travail pour les différents niveaux de qualification, la composition de la force de travail étant donnée. Ainsi, lorsqu'un employé non qualifié investit dans l'éducation et accède à un emploi plus qualifié, son revenu augmente, ce qui affecte directement la distribution globale des revenus. Toutefois, en libérant un poste non qualifié, il accroît la rémunération de celui-ci tout en contribuant à la baisse du salaire du nouveau type d'emploi occupé. L'écart de rémunération entre ces deux postes s'en trouve alors réduit, ce qui atténue l'effet de composition de son investissement éducatif¹. L'effet de composition étant en général indéterminé, les auteurs ne parviennent à conclure sur l'effet global

1. Dans cette analyse les demandes de travail sont considérées comme fixes. Leur théorie ne prend pas non plus en compte l'existence d'une certaine part de la population en situation de chômage.

attendu d'un développement de l'éducation sur les inégalités de revenu. Pour valider cette théorie, De Gregorio et Lee régressent des coefficients d'inégalités sur des mesures du nombre moyen d'années d'études et d'écart-type de scolarisation tirées de la base de donnée de Barro et Lee (1996). Pour les deux, ils obtiennent de manière significative un signe négatif de la première et positif de la seconde, ce qui traduit au final une influence globale de l'éducation favorable à la réduction des inégalités. Pour ce qui est de la détermination de chacune de leurs variables d'éducation, les auteurs se limitent à expliquer l'une par l'autre tout en leur adjoignant aussi le niveau de revenu par habitant, le ratio des dépenses sociales au PIB et des muettes continentales. L'étude de Checchi (2000) s'inscrit dans la continuité mais se démarque par la substitution d'un coefficient de Gini d'éducation à l'écart-type des taux de scolarisation employé par De Gregorio et Lee. De plus, Checchi suppose qu'il existe une relation en U inversé entre inégalités d'éducation et de revenus, relation qui dérive de Kuznets (1955) et de l'hypothèse d'une relation décroissante et convexe entre niveau moyen et inégalités d'éducation, hypothèse par la suite confirmée par ses données. Au niveau des résultats, les hypothèses de Checchi semblent vérifiées mais dépendent de la manière dont est introduit le niveau moyen d'éducation dans les régressions. Pour ce qui est de la détermination des inégalités d'éducation, l'auteur se contente par contre du niveau moyen d'éducation comme unique déterminant.

2. LES DONNÉES ET LE MODÈLE

2.1. Hypothèses sur les relations entre les différentes variables

Au niveau de l'influence directe du développement financier, nous nous inscrivons dans la lignée de Clarke *et al.* (2003) en postulant que l'impact de cette variable dépend de la structure de l'économie. Toutefois, alors que ces auteurs employaient dans leur étude la part du secteur moderne dans le PIB, il nous semble plus pertinent de recourir directement au PIB par habitant. Cette spécification semble meilleure dans la mesure où la vision de ces auteurs s'inspire directement de la relation de Kuznets que l'on teste traditionnellement par l'emploi du PIB par habitant et de son carré. Si l'on souhaite rester dans cette logique, il semble donc cohérent d'ajouter une variable interactive entre le développement financier et le niveau de revenus pour capter cette sensibilité de la réduction de la contrainte de crédit à la structure de l'économie. En recourant à la part du secteur industriel dans l'économie pour leur variable multiplicative, Clarke *et al.* sont contraints d'inclure dans leurs régressions cette part du secteur moderne en variable simple alors même qu'ils contrôlent déjà pour l'effet du niveau de développement. Autrement dit, on observe une certaine redondance dans les variables employées. Il existe néanmoins une seconde justification à l'emploi du

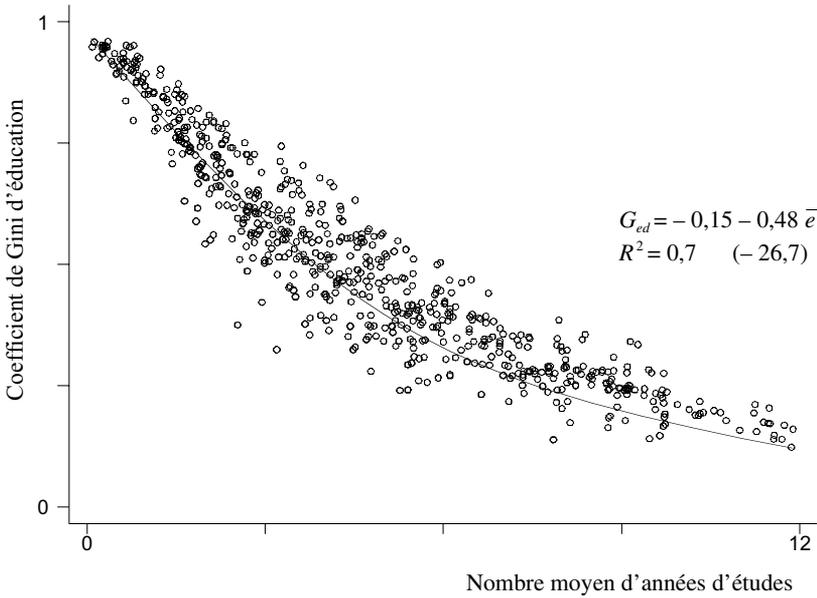
revenu pour la construction de la variable multiplicative. En effet, les variables employées pour mesurer l'activité des institutions financières ne captent pas seulement le relâchement de la contrainte de crédit pour les individus et les entreprises. On peut penser en particulier qu'au fil du développement financier, les instruments d'épargne se multiplient et permettent aux individus d'améliorer la rentabilité de leur épargne. Si l'on émet l'hypothèse que la capacité des individus à profiter de ces instruments d'épargne à meilleur rendement augmente avec le revenu (soit parce qu'ils disposent ou peuvent s'offrir une meilleure information, soit parce que ces instruments sont caractérisés par une épargne minimale préalable relativement élevée), l'effet de la réduction de la contrainte de crédit sur la baisse des inégalités sera donc réduit de manière croissante par cet effet épargne au fur et à mesure de la progression du revenu. Autrement dit, on s'attend à ce que le signe de notre variable de développement financier soit négatif et celui de la multiplicative de cette même variable et du PIB par habitant positif. Toutefois, il est possible que le signe de la première variable soit positif si le relâchement de la contrainte de crédit ne se fait pas au profit des plus démunis. Dans un univers où la technologie et l'imperfection du marché de crédit seraient telles que les individus soient systématiquement rationnés en crédit, il se peut que tout assouplissement de la contrainte bénéficie en priorité aux individus les plus aisés, contribuant ainsi à l'accroissement des inégalités de revenus.

Du point de vue de l'éducation, il nous semble inutile d'utiliser simultanément des mesures de la moyenne et de la distribution du fait de la très forte corrélation qui existe entre les deux types de variables (cf. graphique 1). Cette corrélation s'explique d'autant plus facilement qu'elle est essentiellement mathématique, ainsi que le précise Berthélémy (2003)¹. Le risque de multicollinéarité est donc trop fort pour que l'on puisse recourir à la fois à des mesures du niveau moyen et de la distribution de l'éducation.

De plus, si l'on souhaite exploiter la théorie de Knight et Sabot, on s'aperçoit que les effets décrits par ces auteurs portent sur la distribution de l'éducation et non sur son niveau moyen. L'emploi d'une variable de nombre moyen d'années d'études paraît donc peu pertinent, d'autant plus que la très forte corrélation entre les deux variables nous expose à des problèmes importants de multicollinéarité.

1. En effet, l'éducation, mesurée en nombre d'années d'études, est une variable bornée. Dès lors qu'il existe des individus qui ont atteint le niveau « maximal » d'éducation, toute augmentation du nombre d'années d'études du reste de la population donne nécessairement lieu à une augmentation de l'éducation moyenne et à une contraction de sa distribution puisque les individus les plus éduqués ne peuvent progresser davantage.

Graphique 1. – Relation entre moyenne et distribution de l'éducation



Note : Régression en MCO du coefficient de Gini sur le nombre moyen d'années d'études après passage des deux variables en logarithme népériens.

Au niveau de la spécification, il semble pertinent de prendre en compte l'hétérogénéité de notre panel en laissant le coefficient de notre variable évoluer selon le type de pays. Les écarts constatés fréquemment au niveau microéconomique quant au rendement de l'éducation entre individus, permettent de penser que ce même phénomène puisse apparaître au niveau macroéconomique pour les variations des inégalités d'éducation. En particulier, on peut penser qu'au niveau des pays développés, de plus grandes possibilités de valorisation de l'éducation sont offertes aux individus. De fait, l'impact des inégalités d'éducation dans la formation des inégalités de revenus serait d'autant plus important que le niveau de développement est élevé.

Le modèle testé dans la première partie du présent article est donc de la forme :

$$G_{ri,t} = \alpha + \beta_1 y_{i,t} + \beta_2 y_{i,t}^2 + \beta_3 cred_{i,t} + \beta_4 cred_{i,t} \cdot y_{i,t} \\ + \beta_5 \cdot G_{ed i,t} + \beta_6 G_{ed i,t} \cdot y_{i,t} + \delta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

où : G_r désigne le coefficient de Gini de distribution des revenus,
 y le niveau de PIB par habitant,
 $cred$ la variable de développement financier,
 G_{ed} le coefficient de Gini de distribution de l'éducation¹,
 X un ensemble de variables de contrôle et ε le terme d'erreur.

Enfin i et t se rapportent au pays et à la période considérés. Parmi les variables de contrôle employées, on retrouvera un ensemble de variables muettes permettant de cerner les différences observées dans notre variable expliquée et que l'on peut attribuer aux différentes méthodes employées pour mesurer les inégalités de revenus².

2.2. Les données

La base de données utilisée pour les régressions présentées dans les paragraphes suivants est composée de 130 pays dont 109 en développement. Chaque série est établie en moyennes quinquennales sur la période 1960-1999, soit huit observations par pays lorsque la série est complète. Du point de vue des inégalités de revenu, nous avons travaillé à partir des observations collectées au sein de la base WIDER (seules les données labellisées OKIN³ ont été retenues). Pour le niveau de développement financier, nous avons retenu la variable de crédit privé rapporté au PIB de Beck *et al.* (1999). Celle-ci recense dans chaque pays le niveau de crédit accordé aux acteurs privés par le système bancaire. Cette mesure nous a paru meilleure que les ratios d'agrégats monétaires (M2 ou M3 rapportés au PIB) utilisés régulièrement comme indicateurs de développement financiers dans la mesure où elle ne prend pas en compte le crédit accordé au secteur public, la dépense publique pouvant avoir un effet propre sur la distribution des revenus. L'utilisation de ce type de variables repose sur l'hypothèse que le degré de développement financier est négativement corrélé au degré d'imperfection du marché

1. Pour le reste de l'article, nous nous sommes permis de parler directement de Gini d'éducation afin de simplifier la lecture.

2. L'emploi de ces coefficients de Gini tirés de la base WIDER et qui se caractérisent par le recours à des unités de référence (ménages ou individus) et des concepts économiques différents (revenus ou consommation), ne soulève pas de problème lorsque l'on émet l'hypothèse que la variance de chacun de ces types d'instrument de mesure est identique. Sans cette hypothèse, les coefficients de chacune de nos variables sont sensibles au type de coefficient de Gini employé, ce qui tend à accroître leurs écarts-types et donc à réduire leur significativité lorsque plusieurs types sont utilisés simultanément. Les corrections préconisées alors par un certain nombre d'auteurs pour corriger *ex ante* les différences liées au mode de calcul ne sont alors plus pertinentes.

3. Il s'agit de données qualifiées de bonne qualité et qui respectent un certain nombre de critères comme la bonne représentation de la population et peuvent être considérées comme fiables.

du crédit. Autrement dit, une augmentation du crédit distribué dans l'économie doit impliquer une diminution du rationnement de celui-ci. Les coefficients de Gini d'éducation ont été établis à partir des données de Barro et Lee (2000)¹. Ceux-ci diffèrent de ceux obtenus par Thomas *et al.* (2000) par la prise en compte de la variation de la durée des cycles d'études dans le temps², et de ceux de Checchi (2000) par l'utilisation d'un plus grand nombre de points pour le calcul. Cette prise en compte de la variabilité des durées des cycles est particulièrement importante dans la mesure où elle peut donner lieu à des variations factices de l'indicateur d'inégalité. Enfin, les autres variables ont été tirées des WDI 2002 et des IFS 2001.

3. INFLUENCE DIRECTE DU DÉVELOPPEMENT FINANCIER ET DES INÉGALITÉS D'ÉDUCATION

Les résultats de notre modèle sont présentés dans le tableau 1. Les variables de développement financier et d'éducation³ font apparaître des effets significatifs au seuil de 5 % et en majeure partie conformes à

1. À l'instar de Thomas *et al.* (2000) et Checchi (2000), nous avons recouru aux données de Barro et Lee indiquant la part de la population de plus d'un certain âge ayant atteint ou complété chaque cycle d'études. On dispose alors d'une décomposition de la population en sept catégories : sans éducation, primaire partiel, primaire complet, secondaire partiel, secondaire complet, supérieur partiel et supérieur complet. En associant ces données aux durées des cycles d'études, on peut générer une courbe de Lorenz de forme polygonale qui approche avec une marge d'erreur relativement faible la distribution réelle des années d'études dans la mesure où seules les données sur les cycles partiellement réalisés doivent faire l'objet d'ajustement. De fait, à la formule traditionnelle des coefficients de Gini, on substitue la formule suivante :

$$G_{ED} = \frac{1}{2\bar{y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i \cdot p_j \cdot |y_i - y_j|$$

où G_{ED} désigne le Gini d'éducation, \bar{y} le nombre moyen d'années d'études de la population, y_i le nombre d'années d'études du groupe i , p_i la part de la population qu'il représente et n le nombre de groupes. Il en résulte une base de données de 1 278 observations pour 142 pays entre 1960 et 2000 par périodes quinquennales pour la population de plus de 15 ans. Pour les plus de 25 ans, on obtient 1269 observations pour 141 pays.

2. La démarche la plus pertinente semble sans doute celle préconisée par Checchi qui utilise le nombre moyen d'année d'études de chaque cycle afin de retrouver la durée de chacun. Cette approche est d'autant plus cohérente qu'elle permet de retrouver les durées de cycles utilisées par Barro et Lee dans le calcul de leurs variables et que la dernière mouture de leur base de donnée contient des données corrigées des variations des durées de cycle ainsi qu'un décalage temporel destiné à adapter les données à la population étudiée (les plus de 15 ou de 25 ans en l'occurrence ; pour plus de détail voir Barro et Lee, 2000). Pour la durée du cycle supérieur, nous avons opté pour la même valeur arbitraire de quatre années retenue par Barro et Lee. Enfin pour les groupes d'individus n'ayant pas terminé leur cycle, nous avons émis l'hypothèse qu'ils ont mis fin à leurs études en milieu de cycle.

3. On pourra nous reprocher le fait que notre Gini d'éducation des plus de 15 ans comporte des individus n'ayant pas terminé leur scolarité, ce qui tend à surestimer les inégalités éducatives. Il nous a toutefois semblé plus pertinent d'utiliser cette variable à celle correspondant aux seuls individus de plus de 25 ans dans la mesure où dans de nombreux pays la plupart des individus concernés par ces dix années d'écart sont entrés dans la vie active et perçoivent de ce fait des revenus. Les estimations réalisées avec le Gini d'éducation des plus de 25 ans ont donné des résultats en tous points similaires à ceux présentés dans cet article.

ceux attendus lorsque le modèle est correctement spécifié (régression 4). Seule la variable d'interaction entre les revenus par habitant et le Gini d'éducation présente un signe négatif alors même que l'on pensait observer un effet positif. Ce résultat peut s'expliquer par une moindre importance des revenus du travail dans les revenus globaux des individus dans les pays développés.

Conformément aux résultats obtenus traditionnellement, le niveau de PIB par habitant et son carré apparaissent significatifs et valident la relation en U inversé de Kuznets. On est toutefois dans une version plus élaborée de cette relation puisque le seuil de retournement dépend pour chaque pays de ses niveaux de développement financier et d'inégalités d'éducation. D'après nos résultats, il semble que le développement financier d'une économie contribue à élever ce seuil de retournement, tout comme une réduction des inégalités d'éducation. Enfin, le modèle se révèle relativement stable à l'ajout de variables de contrôle (régressions 5 à 8) telles que les dépenses publiques, l'inflation, l'ouverture commerciale ou encore la part de la population de moins quinze ans. Parmi celles-ci, seule cette dernière, utilisée pour obtenir l'effet de la structure par âge de la population, donne lieu à un effet significatif sur notre échantillon.

Pour faire face à un éventuel problème d'endogénéité, nous avons par la suite procédé à une instrumentation des variables de notre modèle. Une instrumentation simple des variables de développement financier par les valeurs retardées n'ayant pas été possible¹, nous avons opté pour la méthode des indicateurs multiples. En plus du niveau de crédit accordé au secteur privé rapporté au PIB, nous avons retenu comme autres indicateurs les ratios M2 et M3 sur PIB ainsi que la part des actifs liquides du secteur bancaire dans le revenu. Pour le niveau de revenu comme pour le Gini d'éducation et la variable multiplicative qui lui est associée, nous avons procédé à une instrumentation classique par leurs valeurs retardées.

Dans le tableau 2, on retrouve notre modèle avec une instrumentation du niveau de développement financier par la méthode des instruments multiples, chacun étant tour à tour instrumenté par les autres afin d'évaluer la stabilité des coefficients. Les résultats sont très satisfaisants puisque les différences entre chaque coefficient ne sont pas significatives.

1. Celles-ci semblaient être corrélées avec le terme d'erreur de notre modèle.

Tableau 1. – Déterminants du niveau d'inégalités de revenus (1960-1999)

Variables	Régression	1	2	3	4	5	6	7	8
PIB/h.		0,242 (1,38)	0,598 (2,89)	0,606 (2,59)	0,903 (3,55)	1,038 (3,61)	0,922 (3,43)	0,966 (3,72)	0,803 (3,05)
(PIB/h.)²		-0,022 (-2,19)	-0,055 (-3,74)	-0,050 (-3,31)	-0,079 (-4,24)	-0,090 (-4,14)	-0,079 (-4,15)	-0,081 (-4,36)	-0,069 (-3,48)
Crédit privé		0,078 (4,06)	-0,301 (-2,82)	0,082 (4,42)	-0,274 (-2,58)	-0,388 (-2,57)	-0,263 (-2,39)	-0,279 (2,65)	-0,199 (1,68)
Crédit privé*PIB/h.			0,048 (3,59)		0,045 (3,37)	0,058 (3,16)	0,043 (3,08)	0,046 (3,44)	0,035 (-1,58)
Inégalités d'éducation		-0,053 (-1,06)	-0,073 (-1,51)	1,00 (-1,51)	0,876 (3,06)	0,974 (3,31)	0,888 (3,02)	0,570 (1,95)	0,790 (2,71)
Inégalités d'éducation*PIB/h.				-0,118 (-3,35)	-0,106 (-3,32)	-0,117 (3,53)	-0,107 (-3,26)	(-0,076) (-2,39)	-0,096 (-2,93)
Inflation						-0,002 (-0,59)			
Ouverture commerciale							0,006 (0,21)		
Part de la population de moins de 15 ans								-0,102 (-2,04)	
Dépense publique									-0,062 (-1,55)
Revenu		-0,011 (-0,09)	-0,026 (-0,23)	-0,027 (-0,22)	-0,039 (-0,35)	-0,045 (-0,40)	-0,038 (-0,34)	-0,045 (-0,40)	-0,032 (-0,29)
Brut		0,18 (1,48)	0,19 (1,67)	0,18 (1,52)	0,193 (1,70)	0,199 (1,78)	0,194 (1,71)	0,202 (1,78)	0,183 (1,59)
Personne		0,011 (0,44)	0,006 (0,24)	0,015 (0,63)	0,010 (0,42)	0,010 (0,42)	0,011 (0,48)	0,007 (0,33)	0,010 (0,41)
Constante		2,79 (3,88)	2,07 (2,90)	1,77 (2,05)	1,19 (1,42)	0,87 (0,97)	1,07 (1,20)	2,41 (2,71)	1,53 (1,78)
R²		0,31	0,36	0,34	0,39	0,4	0,39	0,4	0,39
nb observations		252	252	252	252	247	246	252	248

Note : *t* de Student entre parenthèses. Toutes les régressions ont été effectuées après passage des variables en logarithmes et avec une correction de White. Le R² ne tient pas compte du pouvoir explicatif des effets fixes.

Tableau 2. – Instrumentation des variables endogènes du modèle

Variables	Régression Méthode	1 EF	2 IM	3 IM	4 IM	5 IM
PIB/h. *		0,903 (3,55)	1,112 (3,85)	1,536 (4,24)	1,083 (3,82)	1,156 (4,06)
(PIB/h.)²*		-0,079 (-4,24)	-0,095 (-4,36)	-0,107 (-4,53)	-0,100 (-4,72)	-0,103 (-4,67)
Crédit privé (1)		-0,274 (-2,58)	-0,352 (-2,38)			
Crédit privé*PIB/h. (5)		0,045 (3,37)	0,053 (2,70)			
Actifs liquides (2)				-0,628 (-2,17)		
Actifs liquides*PIB/h. (6)				0,095 (2,50)		
M2 (3)					-0,489 (-2,76)	
M2*PIB/h. (7)					0,076 (3,36)	
M3 (4)						-0,434 (-2,37)
M3*PIB/h. (8)						0,066 (2,89)
Inégalités d'éducation *		0,876 (3,06)	1,070 (1,73)	1,281 (1,83)	1,443 (2,16)	1,526 (2,27)
Inégalités d'éducation*PIB/h. *		-0,106 (-3,32)	-0,137 (-2,08)	-0,167 (-2,30)	-0,179 (-2,53)	-0,187 (-2,64)
Revenu		-0,039 (-0,35)	0,040 (0,59)	0,061 (0,88)	0,049 (0,73)	0,055 (0,82)
Brut		0,193 (1,70)	0,082 (1,26)	0,074 (1,14)	0,076 (1,21)	0,076 (1,21)
Personne		0,010 (0,42)	-0,026 (-1,13)	-0,020 (-0,84)	-0,015 (-0,63)	-0,018 (-0,79)
Constante		1,19 (1,42)	0,59 (0,63)	-1,64 (-1,15)	0,98 (1,04)	0,67 (0,73)
Instruments du développement financier			2,3,4	1,3,4	1,2,4	1,2,3
Instruments de la multiplicative financière			6,7,8	5,7,8	5,6,8	5,6,7
Test de Sargan (p-val)			0,33	0,44	0,47	0,25
R²		0,39	0,22	0,16	0,2	0,21
nb observations		252	206	206	206	206

Note : *t* de Student entre parenthèse. EF : effets fixes. IM : indicateurs multiples. Toutes les régressions ont été effectuées après passage des variables en logarithmes naturels et avec une correction de White. Le R² ne tient pas compte du pouvoir explicatif des effets fixes.

4. LE DÉVELOPPEMENT FINANCIER AU TRAVERS DE L'ÉDUCATION

Afin de mieux saisir les effets du développement financier sur la distribution des revenus, il reste à cerner son influence sur les inégalités d'éducation. Si le développement financier traduit un accès plus large de la population au marché du crédit, on peut penser qu'il aura pour effet l'accroissement de la scolarisation des individus défavorisés et donc la contraction de la distribution de l'éducation. Néanmoins nous avons à nouveau émis l'hypothèse que l'influence de cette variable n'était pas fixe, mais dépendait du niveau de développement de chaque pays. Cette hypothèse semble réaliste dans la mesure où, au fur et à mesure de la progression du revenu, le niveau moyen d'éducation s'élève. Ceci signifie, que l'enseignement supérieur prend une importance croissante par rapport aux autres dans la réduction des inégalités éducatives. En effet, lorsque la scolarisation primaire est proche de 100 %, elle ne peut plus servir de levier à la réduction de ces inégalités. Or, du point de vue des individus, l'enseignement supérieur est souvent plus coûteux que les autres et moins bien subventionné par l'État. Il nécessite donc de leur part des investissements plus importants. Ceci nous amène à penser que le développement de la sphère financière exerce un effet réducteur de moins en moins important sur les inégalités d'éducation lorsque le niveau de revenu s'accroît. On obtient donc le modèle suivant :

$$G_{ed,i,t} = \theta + \lambda_1 \cdot y_{i,t} + \lambda_2 \cdot cred_{i,t} + \lambda_3 \cdot cred_{i,t} \cdot y_{i,t} + \lambda_4 \cdot Z_{i,t} + \mu_{i,t}$$

Z désignant un ensemble de variables complémentaires et μ le terme d'erreur.

L'estimation de cette équation a été effectuée sur la base des 1 278 observations de notre base de données de Gini d'éducation pour la période 1960-2000. Les pays utilisés sont identiques à ceux retenus pour les régressions précédentes. Enfin, le niveau de revenu et de développement financier, tout comme les autres variables de contrôle, sont évaluées à partir des mêmes données.

Les résultats de ces estimations sont présentés dans le tableau 3. Dans un premier temps (régression 1), il apparaît qu'en l'absence de variable d'interaction avec le PIB/h., le développement financier n'exerce aucun effet sur le Gini d'éducation. Une fois cette variable introduite (régression 2), on retrouve l'effet escompté avec un coefficient négatif pour le développement financier et positif pour la multiplicative, toutes deux étant significatives au seuil de 5 %. Pour s'assurer de la robustesse des résultats, nous avons inclus dans notre modèle un certain nombre de variables complémentaires. Ainsi a été ajoutée la part de la population de moins de quinze ans qui permet de saisir l'influence des facteurs démographiques sur les inégalités éducatives et qui se

révèle significatif. On peut s'étonner par contre que la distribution des revenus comme les dépenses publiques ne soient pas de bons déterminants des inégalités de revenus. Sans doute des efforts de spécification sont à réaliser en la matière. Nous avons aussi inclus dans le modèle le nombre moyen d'années d'études afin de vérifier que l'intégralité des effets du développement financier sur les inégalités éducatives transite bien par le niveau moyen d'éducation et non par un effet distributif pur¹ (régression 5). De fait, l'inclusion de cette variable rend non significative les autres variables du modèle. Ce résultat est logique dans la mesure où il semble difficile d'agir sur la distribution de l'éducation sans variation du niveau moyen. Seuls des facteurs démographiques peuvent y contribuer (décès ou migration simultanée d'individus situés de telle manière dans la distribution que la moyenne reste inchangée) dans la mesure où, pour une population donnée, il n'est pas possible d'opérer un transfert d'éducation entre les individus. L'accès des individus au crédit, qui doit permettre une production supplémentaire de capital humain, ne peut donc avoir d'effet sur les inégalités éducatives qu'au travers de l'accroissement du niveau moyen d'éducation.

Tableau 3. – *Déterminants des inégalités d'éducation*

Régression Méthode	1 EF	2 EF	3 EF	4 EF	5 EF
Variables					
PIB/h. *	-0,191 (-7,08)	-0,281 (-6,12)	-0,218 (4,78)	-0,29 (-3,69)	-0,048 (-1,22)
Crédit privé *	-0,002 (-0,15)	-0,155 (-2,50)	-0,231 (-3,50)	-0,264 (-2,52)	-0,013 (-0,24)
Crédit privé*PIB/h. *		0,021 (2,37)	0,031 (-3,35)	0,034 (2,35)	0,003 (0,44)
Dépenses publiques *	0,002 (0,10)	0,006 (0,21)	0,015 (0,52)	0,014 (0,29)	0,025 (1,00)
Part de la population de moins de 15ans			0,338 (3,70)	0,203 (1,36)	-0,058 (-0,85)
Inégalités de revenus				-0,069 (-0,075)	
Niveau moyen d'éducation					-0,308 (-13,96)
Constante	0,64 (3,42)	1,28 (4,34)	-0,46 (0,90)	0,84 (0,84)	-0,45 (-0,79)
R²	0,16	0,17	0,20	0,22	0,45
nb observations	526	526	526	284	526

* instrumentation par les valeurs retardées pour les DMC

Note : *t* de Student entre parenthèse. EF : effets fixes; DMC : doubles moindres carrés. Toutes les régressions ont été effectuées après passage des variables en logarithmes et avec une correction de White. Le R² ne tient pas compte du pouvoir explicatif des effets fixes.

1. À partir de la décomposition mathématique d'un coefficient de Gini d'éducation, Berthélémy (2003) affirme que les variations de celui-ci sont essentiellement dues à celles du niveau moyen d'éducation. Une fois tenue compte de cette influence, il reste selon lui un effet purement distributif lié au rapport des taux de scolarisation pour chaque cycle.

Tableau 4. – Instrumentation des déterminants endogènes des inégalités d'éducation

Variables	Méthode	EF	EF-IM	EF-IM	EF-IM	EF-IM
PIB/h. *		-0,218 (-4,78)	-0,230 (-3,29)	-0,099 (-2,22)	-0,275 (-3,24)	-0,255 (-3,23)
Crédit privé (1)		-0,231 (-3,50)	-0,216 (-1,99)			
Crédit privé*PIB/h. (5)		0,031 (3,35)	0,030 (1,97)			
Actifs liquides (2)				-0,430 (-2,44)		
Actifs liquides*PIB/h. (6)				0,058 (2,26)		
M2 (3)					-0,316 (-2,25)	
M2*PIB/h. (7)					0,042 (2,02)	
M3 (4)						-0,280 (-2,25)
M3*PIB/h. (8)						0,034 (1,94)
Dépense publique *		0,015 (0,52)	-0,123 (-2,06)	-0,084 (-1,37)	-0,086 (-1,42)	-0,087 (-1,41)
Ratio de dépendance		0,338 (3,70)	0,411 (4,35)	0,381 (4,15)	0,396 (4,07)	0,361 (3,84)
Constante		-0,46 (-0,90)	-0,27 (-0,44)	-1,21 (-1,89)	0,055 (0,08)	0,113 (0,17)
Instruments du développement financière			2,3,4	1,3,4	1,2,4	1,2,3
Instruments de la multiplicative financière			6,7,8	5,7,8	5,6,8	5,6,7
Test de Sargan (p-value)			0,38	0,65	0,62	0,51
R ²		0,20	0,22	0,24	0,24	0,25
nb observations		526	427	427	427	427

* instrumentation par les valeurs retardées

Note : *t* de Student entre parenthèse. EF : effets fixes; IM : Instruments multiples. Toutes les régressions ont été effectuées après passage des variables en logarithmes et avec une correction de White. Le R² ne tient pas compte du pouvoir explicatif des effets fixes.

À nouveau, on peut soupçonner une endogénéité de certaines variables, en particulier pour le développement financier. En effet, il n'y a rationnement du crédit que lorsque les individus ne se voient pas accorder de financement alors même que leurs projets sont financièrement rentables aux conditions du marché. Si l'on émet l'hypothèse que la qualité d'un projet est fonction croissante de l'éducation de l'individu qui souhaite le réaliser, on peut penser que l'offre de crédit peut être quelques fois limitée par le nombre de projets rentables. De fait, les inégalités d'éducation peuvent ralentir le développement financier d'un pays lorsque celles-ci traduisent le fait qu'une part importante de la

population ne dispose pas d'une éducation suffisante pour rendre financièrement attractifs ses projets d'investissement. Dans la régression 6 du tableau 3, on retrouve donc une estimation de notre modèle en doubles moindres carrés ordinaires, les valeurs retardées des variables ayant été retenues comme instruments. Les résultats présentés ne diffèrent pas de ceux obtenus si l'on excepte le fait que la variable de développement financier ne soit plus significative qu'au seuil de 10 %.

5. EFFETS DIRECTS ET INDIRECTS DU DÉVELOPPEMENT FINANCIER

À partir de ces résultats empiriques, il devient possible de distinguer correctement les effets du développement financier transitant par l'accumulation de capital physique ou de capital humain. Si l'on substitue les inégalités d'éducation par ses déterminants, on retrouve alors l'effet global du développement financier. D'après nos formulations précédentes, on obtient :

$$E(G_r) = (\alpha + \beta_5 \cdot \theta) + y \cdot (\beta_1 + \beta_5 \cdot \lambda_1 + \beta_6 \cdot \theta) + y^2 \cdot (\beta_2 + \beta_6 \cdot \lambda_1) \\ + cred \cdot (\beta_3 + \beta_5 \cdot \lambda_2) + cred \cdot y \cdot (\beta_4 + \beta_5 \cdot \lambda_3 + \beta_6 \cdot \lambda_2) \\ + cred \cdot y^2 (\beta_6 \cdot \lambda_3) + Z \cdot (\beta_5 \cdot \lambda_4) + Z \cdot y \cdot (\beta_6 \cdot \lambda_4) + \delta \cdot X$$

L'effet total du développement financier s'exprime donc comme une fonction du PIB/h. et de son carré soit :

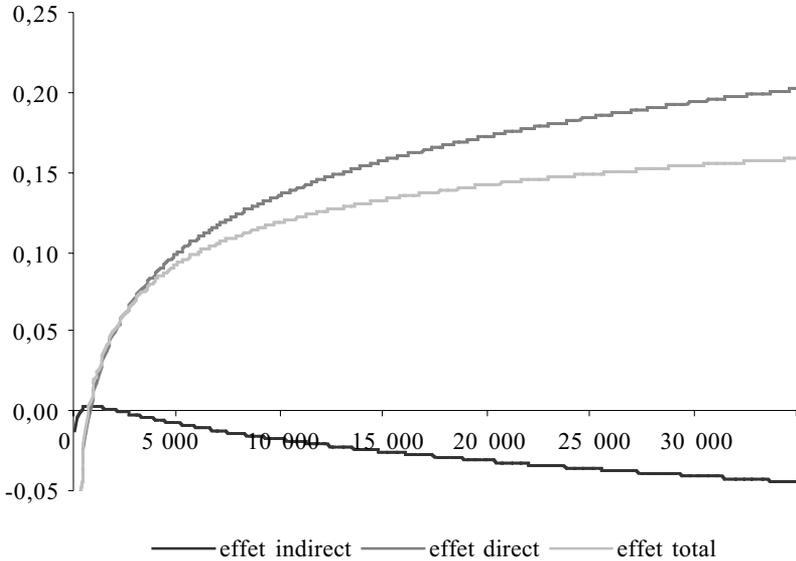
$$\beta_3 + \beta_5 \cdot \lambda_2 + y \cdot (\beta_4 + \beta_5 \cdot \lambda_3 + \beta_6 \lambda_2) + y^2 \cdot (\beta_6 \cdot \lambda_3).$$

Celui-ci se décompose en un effet direct $\beta_3 + y \cdot \beta_4$ et un effet indirect *via* la réduction des inégalités d'éducation

$$\beta_5 \cdot \lambda_2 + y \cdot (\beta_5 \cdot \lambda_3 + \beta_6 \lambda_2) + y^2 \cdot (\beta_6 \cdot \lambda_3)$$

On remarquera que la décomposition présentée permet de visualiser le lien qui peut exister entre développement financier et la théorie de Kuznets (1955). Sur le graphique 2 est représentée l'évolution des différents effets en fonction du niveau de revenu.

Graphique 2. – *Évolution du coefficient du développement financier en fonction du PIB/h.*



Note : Les courbes présentées sont obtenues à partir des régressions 2 et 6 respectivement des tableaux 2 et 3.

En premier lieu¹, il convient de noter que l'effet global du développement financier reste négatif au-delà d'un seuil de 800 dollars, autrement dit qu'il contribue à la réduction des inégalités de revenus pour une majeure partie des observations de notre échantillon (163 sur les 206 utilisées pour les régressions du tableau 2), et ce d'autant plus que le revenu augmente. Ceci s'explique par un effet direct positif au-delà de ce même seuil de revenus, résultat qui corrobore l'idée d'un effet épargne sur la distribution des revenus et/ou l'accaparement par les plus aisés des nouvelles sommes de crédit issues du système bancaire. D'après nos estimations, il existe tout de même un effet réducteur d'inégalités au travers de l'influence du développement financier sur la distribution de l'éducation. Le second résultat important concerne l'importance relative de ces deux effets. Il apparaît en effet que les effets indirects ont, en valeur absolue, un effet nettement plus faible sur la distribution des revenus, même si leur importance semble croître avec l'augmentation de la richesse nationale (au seuil de 5 000 dollars, le rapport est de 10 alors qu'il n'est plus que de 6 au seuil de 30 000 dollars). Le relâchement de la contrainte de crédit pour le financement de

1. Rappelons que les coefficients calculés correspondent à une variable d'approfondissement financier exprimée en logarithme.

l'éducation a donc un impact relativement plus élevé dans les pays industrialisés que dans les pays en développement. Ce résultat ne permet pas de rejeter l'hypothèse selon laquelle la probabilité de valoriser l'éducation est plus forte dans les pays industrialisés que dans les Pays en développement. Toutefois, cette part relativement marginale de l'effet indirect peut s'expliquer par le fait que les individus ne supportent en général pas l'intégralité des coûts liés à l'éducation du fait des subventions accordées au secteur de l'enseignement, ce qui est nettement moins rare pour les investissements en capital physique. Il est donc probable que l'effet de réduction des inégalités éducatives du développement financier soit sous-estimé par rapport à ce qu'il serait en l'absence de subventions de l'État.

CONCLUSIONS

Avec la présente étude, nous avons tenté d'enrichir une littérature empirique encore trop restreinte sur le lien entre finance et inégalités de revenus. L'essentiel de notre contribution a consisté à effectuer une décomposition des effets du développement financier entre les différents canaux identifiés au sein de la littérature théorique qui lui est consacrée. Les résultats confirment une influence favorable à la réduction des inégalités du développement financier au travers des investissements en capital humain et en capital physique, les seconds se révélant plus sensible à l'accroissement du volume de crédit que les premiers. Du fait de la grande hétérogénéité de notre panel, nous avons recouru à l'utilisation de variables multiplicatives du développement qui ont démontré l'influence du niveau de développement économique d'un pays sur l'impact de ce développement financier sur les inégalités de revenus. Il reste toutefois que notre variable de développement financier n'est sans doute pas une très bonne mesure du degré de rationnement du marché du crédit et porte donc d'autres effets comme la diversité des instruments d'épargne. Il serait utile de chercher de nouveaux indicateurs afin d'affiner cette décomposition des effets du développement financier. Au niveau de la modélisation, il semble également nécessaire d'ouvrir le corpus théorique à des situations où l'accroissement du niveau de crédit distribué par les intermédiaires financiers donne lieu à un renforcement des inégalités de revenus.

BIBLIOGRAPHIE

- Aghion P. et Bolton P., « Distribution and Growth in Models with Imperfect Capital Markets », *European Economic Review*, n° 36, 1992, p. 603-611.
- Barro R. J. et Lee J. W., « International Measures of Schooling Years and Schooling Quality », *American Economic Review*, vol. 86, n° 2, 1996, p. 218-223.

- Barro R. J. et Lee J. W., « International Data on Educational Attainment: Updates and Implications », *NBER Working Paper*, n° 7911, 2000, p. 218-223.
- Banerjee A. et Newman A., « Occupational Choice and the Process of Development », *Journal of Political Economy*, vol. 101, n° 2, 1993, p. 274-298.
- Beck T. *et al.*, « A New Database on Financial Development and Structure », *World Bank Working Paper*, n° 2123, 1999, p. 22.
- Berthélémy J.-C., « To what Extent are African Education Policy Pro-Poor ? », *Working Paper* 2003, p. 20.
- Bulir A., « Income Inequality: Does Inflation Matter ? », *IMF Working Paper*, wp/98/7, 1998, p. 34.
- Checchi D., « Does Educational Achievement Help to Explain Income Inequality ? », *UNU World Institute for Development Economics Research Working Paper*, n° 208, 2000.
- Clarke G. *et al.*, « Finance and Income Inequality: Test of Alternative Theories », *World Bank Policy Research Working Paper*, n° 2984, 2003, p. 24.
- De Gregorio J. et Lee J. W., « Education and Income Distribution: New Evidence from Cross Country Data », *Harvard Institute for International Development Discussion Paper*, n° 714, 1999, p. 27.
- Durlauf S., « A Theory of Persistent Income Inequality », *Journal of Economic Growth*, vol. 1, n° 1, 1996, p. 75-93.
- Flug K. *et al.*, « Investment in Education: Do Economic Volatility and Credit Constraints Matter ? », *Journal of Development Economics*, vol. 55, n° 2, 1998, p. 465-481.
- Galor O. et Zeira J., « Income Distribution and Macroeconomics », *Review of Economic Studies*, n° 60, 1993, p. 35-52.
- Ghatak M. et Jiang N. N.-H., « A Simple Model of Inequality, Occupational Choice and Development », *Journal of Development Economics*, vol. 69, n° 1, 2002, p. 205-226.
- Greenwood J. et Jovanovic B., « Financial Development, Growth and the Distribution of Income », *Journal of Political Economy*, vol. 98, n° 5, 1990, p. 1076-1107.
- Knight J. et Sabot R., « Educational Expansion and the Kuznets Effect », *American Economic Review*, vol. 73, n° 5, 1983, p. 1132-1136.
- Kuznets S., « Economic Growth and Income Inequality », *American Economic Review*, n° 43, 1955, p. 1-28.
- Lopez H., « *Macroeconomics and Inequality* », *Macroeconomic Challenges in Low Income Countries Workshop*, 2003, p. 28, www.imf.org.
- Li H. *et al.*, « Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality », *The Economic Journal*, n° 108, 1998, p. 26-43.
- Piketty T., « The Dynamics of the Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit Rationing », *Review of Economic Studies*, n° 64, 1997, p. 173-189.

II. LA MICROFINANCE ET SES ENJEUX



This page intentionally left blank

MICROFINANCE ET PERFORMANCE DE REMBOURSEMENT AU BANGLADESH : COMMENT AMÉLIORER L'ALLOCATION DES PRÊTS DES IMF'S ?

Marie Godquin¹

Le principal objectif des institutions de microfinance (IMFs) est de donner accès aux pauvres aux services financiers (épargne et crédit) afin de limiter les contraintes financières auxquelles ils font face et de lutter contre la pauvreté. Qu'elle soit à but lucratif ou non, toute IMF cherche à obtenir des taux de remboursement les plus élevés possible. Des taux de remboursement élevés sont en effet associés à des bénéfices élevés pour l'IMF comme pour ses emprunteurs². Ils permettent à l'IMF de baisser les taux d'intérêt qu'elle pratique sur ses prêts et ainsi de réduire le coût financier du crédit et de rendre le crédit accessible à des emprunteurs plus nombreux tout en limitant les subventions croisées entre emprunteurs³. L'amélioration des taux de remboursement peut aussi permettre de réduire la dépendance aux subventions de l'IMF. Il est aussi parfois considéré que des taux de remboursement élevés sont révélateurs de l'adéquation des services de l'IMF aux besoins de ses clients. Enfin le fait que la performance de remboursement soit un indicateur clef des bailleurs de fonds – dont beaucoup d'IMFs dépendent encore pour leurs activités – en fait également une variable dont la maîtrise est de prime importance pour les IMF's.

Les principaux facteurs influençant le remboursement des prêts sont liés aux asymétries d'information, aux chocs négatifs auxquels font face les emprunteurs ou à la mauvaise qualité d'institutions telles que la jus-

1. TEAM, Université de Paris I – Panthéon Sorbonne, et CNRS, France.

2. Si une bonne performance de remboursement est un pré requis de la pérennité financière, elle n'en est pas une condition suffisante. Des coûts administratifs importants ou une rotation élevée des emprunteurs peuvent en effet être la contrepartie de ces taux de remboursement élevés.

3. Lorsque les emprunteurs diffèrent dans leurs probabilités de non remboursement et qu'il est difficile pour l'IMF de prélever un taux d'intérêt différent pour chaque emprunteur, les emprunteurs qui ont une probabilité de défaut plus élevée seront subventionnés par les emprunteurs moins risqués.

tice ou l'éducation. Les asymétries d'informations apparaissent lorsqu'il est coûteux pour l'IMF d'obtenir des informations sur les caractéristiques ou le comportement de l'emprunteur. Ces asymétries génèrent des problèmes de sélection adverse – attribution de prêts aux emprunteurs très risqués – ainsi que des problèmes d'aléa moral – situation où l'emprunteur agit d'une manière non appropriée (il fait peu d'effort ou des efforts insuffisants pour faire fructifier son prêt ou l'utilise de manière non appropriée) –. Les problèmes de sélection adverse et d'aléa moral augmentent la proportion d'emprunteurs qui ne peuvent rembourser leur prêt à la date d'échéance car le rendement de l'utilisation de leur prêt ne le leur permet pas. Les emprunteurs qui ont assez d'argent pour rembourser peuvent cependant décider de faire défaut sur le remboursement. Le coût pour eux, associé à cette stratégie peut en effet être faible si l'institution requiert peu de collatéral et si le système légal fournit peu de soutien à l'IMF pour obtenir le remboursement de prêts défectueux. Les IMFs doivent donc développer des méthodologies de prêt qui permettent de contourner ces problèmes de sélection adverse, d'aléa moral et de défaut stratégique.

Dans cet article, nous souhaitons contribuer à l'amélioration de la performance de remboursement des IMFs en examinant les déterminants des taux de remboursement et en portant une attention particulière aux « innovations de la microfinance » tels que le prêt groupé, l'utilisation de services non financiers et de mécanismes incitatifs dynamiques. Cette étude questionne également l'adéquation des politiques d'attribution des prêts et ce à partir de la comparaison des déterminants de la taille des prêts à ceux de la performance de remboursement. Nous utilisons une approche objective de la performance de remboursement dans la mesure où nous retenons une variable construite à partir des déclarations des emprunteurs et non à partir des taux de remboursements avancés par leurs IMFs.

Après correction de l'endogénéité de la taille du prêt, les résultats indiquent que les services non financiers ont un impact positif sur la performance de remboursement mais que l'homogénéité des groupes de prêt et les liens sociaux entre les membres de ces groupes ne sont pas systématiquement associés à de meilleurs taux de remboursement.

Après une rapide présentation du cadre conceptuel (section 1), la section 2 propose une rapide revue de littérature et la section 3 donne quelques détails sur le contexte de l'étude. La section 4 présente le modèle économétrique. Les résultats sont discutés en section 5 et l'article conclue sur les implications en terme de politique économique et de recherche future.

1. AMÉLIORER LA PERFORMANCE DE REMBOURSEMENT : PRÉSENTATION DU CADRE D'ANALYSE CONCEPTUEL

Un taux de remboursement parfait (100 %) à l'échéance peut être assimilé à un optimum de premier rang. Si l'IMF ne peut atteindre un tel taux à l'aide des différents éléments de la structure incitative de sa méthodologie de prêt, elle utilisera des stratégies de second rang afin d'accroître sa performance de remboursement. Elle cherchera ainsi à attribuer des prêts plus élevés aux emprunteurs moins risqués ou à réduire la durée des retards de remboursement.

1.1. Optimum de premier rang en matière de remboursement

Le rationnement du crédit et l'utilisation de collatéral sont les deux méthodes les plus fréquemment utilisées par les banques pour limiter les problèmes d'asymétrie d'information sur le marché du crédit. Ces méthodes conduisent mécaniquement à l'exclusion des emprunteurs pauvres du marché du crédit. Afin d'expliquer comment la microfinance réussit avec succès à prêter à ces emprunteurs pauvres, de nombreux travaux utilisent des modèles d'agence pour montrer qu'en prêtant à des groupes d'emprunteurs conjointement solidaires sur le remboursement de leurs prêts, les contrats de microfinance permettent de remédier à la sélection adverse et aux problèmes d'aléa moral liés aux asymétries d'information. D'autres modèles démontrent également que l'utilisation de contrats de prêts groupés permet également d'améliorer les taux de remboursement car les interactions sociales rendent plus coûteuse pour les emprunteurs la stratégie de non-remboursement. Les liens sociaux et l'homogénéité des groupes d'emprunteurs influencent également la performance de remboursement car ils favorisent le contrôle des actions des emprunteurs (*peer monitoring*) et la pression au remboursement (*peer pressure*) des membres du groupe de même qu'ils peuvent directement résulter de l'auto sélection efficace des membres du groupe de prêt. L'utilisation d'échéances fréquentes pour le remboursement ou de mécanismes incitatifs dynamiques¹ sont d'autres mécanismes utilisés par les institutions de microfinance pour augmenter leur performance de remboursement. Par ailleurs, l'offre de services non financiers en complément des services d'épargne et de crédit accroît la capacité des emprunteurs de rembourser tout en augmentant la valeur qu'ils portent à leur relation à l'institution de microfinance. L'ensemble des mécanismes susmentionnés sont appréciés comme des innovations financières

1. On parle de mécanismes incitatifs dynamiques pour faire référence à la menace de ne plus attribuer de prêt à un emprunteur qui n'a pas respecté le calendrier de remboursement de son prêt. Les mécanismes incitatifs dynamiques sont d'autant plus forts que l'IMF attribue des prêts plus importants à chaque nouveau cycle de crédit aux emprunteurs ayant fait preuve d'une bonne discipline dans leur remboursement.

qui permettent aux IMF de prêter aux pauvres tout en respectant des objectifs de viabilité financière. Lorsque l'utilisation de ces mécanismes est insuffisante pour permettre à l'IMF d'atteindre un taux de remboursement de 100 %, taux qui correspond à l'optimum de premier rang, et lorsque les emprunteurs n'ont pas tous la même probabilité de défaut, l'IMF peut chercher à atteindre un optimum de second rang où le montant total des prêts remboursés à temps est maximum. Dans la section suivante, nous expliquons pourquoi les emprunteurs sont intéressés par des prêts plus larges et pourquoi les IMF devraient, afin d'atteindre l'optimum de second rang, attribuer des prêts plus importants aux emprunteurs ayant des probabilités de rembourser à temps plus élevées.

1.2. L'optimum de second rang : accroître la valeur des dettes remboursées à l'échéance

1.2.1. Le contexte

Considérons une institution de microfinance qui fournit des prêts à des groupes solidaires à un taux d'intérêt unique. Les emprunteurs de cette IMF diffèrent de par leur village, groupe solidaire, capacités et préférences.

Lorsque le rationnement du crédit est très important, il existe un éventail diversifié de projets productifs et la productivité moyenne du capital est croissante. Le profit espéré de l'emprunteur augmentera donc avec la taille du prêt pour une durée de prêt donnée.

L'emprunteur peut acquérir des informations sur l'argent nécessaire pour chacun des projets qu'il peut gérer de même que sur les rendements et la probabilité de réussite de ces projets avant de faire une demande de prêt. Les projets qu'il envisage doivent être tels que, à chaque échéance de remboursement partiel ou final, la somme des bénéfices générés par le projet et des bénéfices générés par les autres activités du ménage est supérieure à la somme due. Cet ensemble de projets envisageables sera plus ou moins large en fonction des caractéristiques propres au village où habite l'emprunteur : dynamisme économique de la zone, distance des lieux de commercialisation, saturation de la concurrence sur les différents projets. Un troisième niveau de sélection réduisant l'ensemble des projets pouvant être entrepris par l'emprunteur peut s'effectuer par le groupe de prêt dans la mesure où les membres du groupe de prêt peuvent inciter l'emprunteur à entreprendre un projet similaire – de par sa taille, type d'activité et probabilité de succès – aux leurs. La bonne gestion d'un tel projet serait en effet plus facile à surveiller et un tel projet réduirait les différences en terme de probabilité de remboursement qui engendre *de facto* des subventions croisées des membres du groupe.

1.2.2. Le comportement de l'emprunteur : demande de crédit et remboursement

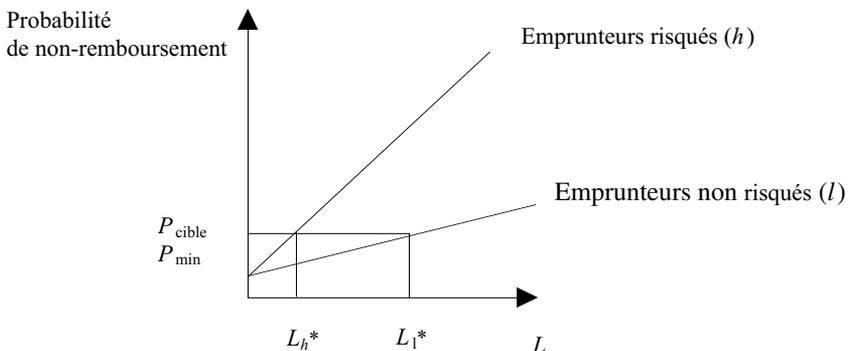
Nous considérons un emprunteur qui a la possibilité d'emprunter auprès d'une institution de microfinance. La demande de prêt de cet emprunteur est caractérisée par la taille du prêt qui maximise le rendement espéré du prêt.

La durée optimale du prêt dépend de la distribution dans le temps des bénéfices issus du projet, de la taille du projet, des préférences de l'emprunteur pour la consommation présente et de la conditionnalité de l'attribution des prêts au remboursement des prêts précédents. Il y a traditionnellement peu de flexibilité dans les maturités proposées des microcrédits et ainsi nous considéreront la durée du prêt comme une variable exogène. L'emprunteur sélectionne pour chaque taille de prêt le projet qui lui permet de maximiser ses bénéfices espérés.

Comme ces derniers sont une fonction croissante de la taille du prêt, l'emprunteur préférera toujours des prêts plus gros. Il demandera donc à l'IMF le prêt le plus important qui lui soit possible de demander étant donné l'ensemble des projets qu'il peut entreprendre – ensemble défini par les caractéristiques de l'emprunteur, de son environnement et celles de son groupe de prêt.

Pour un emprunteur particulier et une durée de prêt donnée, il est montré (Freimer et Gordon, 1965) que la probabilité de remboursement décroît avec la taille du prêt comme le montre la Figure 1 où P_{\min} représente la probabilité de non-remboursement minimale, i.e. celle qui est liée à des facteurs extérieurs aux choix de l'emprunteur comme la maladie ou la destruction accidentelle de ses actifs productifs. La vitesse de l'évolution de la probabilité de non-remboursement avec la taille du prêt varie selon les emprunteurs en fonction de leurs dotations initiales et des coûts qu'ils associent aux stratégies d'aléa moral et de défaut stratégique.

Figure 1. – Montant optimal des prêts – Côté offre



1.2.3. Réaction de l'IMF : augmenter la valeur des prêts remboursés à temps

Si, comme évoqué en fin de section précédente, l'IMF ne peut atteindre un taux de remboursement de 100 % à l'aide des différents mécanismes incitatifs de sa méthodologie de prêt, l'IMF devra se fixer un nouvel objectif en matière de performance de remboursement. Afin de ne pas dépasser ce nouveau taux cible de défaut, l'IMF attribuera des prêts plus grands aux emprunteurs moins risqués, comme le montre la figure 1, si elle peut observer des différences dans les probabilités de remboursement de ses emprunteurs.

2. REVUE DE LITTÉRATURE EMPIRIQUE

À la suite de la littérature théorique sur le microcrédit, on s'attend à ce que le fait de prêter à des groupes solidaires sur le remboursement de leur prêts soit associé à une meilleure performance de remboursement et ce plus particulièrement via l'auto-sélection des membres du groupe et leur contrôle des activités des autres membres du groupe. On s'attend également à ce que l'homogénéité des groupes de prêt ainsi que les liens sociaux accroissent la performance de remboursement car ils doivent être associés à de meilleures dynamiques de groupe. En effet, l'homogénéité des groupes de prêt peut résulter d'une auto-sélection efficace (homogénéité des risques) et peut faciliter le contrôle des activités des membres du groupe (homogénéité en terme de pouvoir économique, d'intérêt). De forts liens sociaux entre les membres du groupe devraient avoir le même effet car ils rendent plus aisé le contrôle par les pairs et augmentent le coût du défaut stratégique du fait d'une sanction sociale plus forte. Les mécanismes incitatifs dynamiques et l'utilisation de services non financiers sont des outils propres de la microfinance et ne reposent pas sur les pratiques de prêt groupé. Les modèles théoriques leur attribuent également un rôle positif dans l'augmentation de la performance de remboursement.

Différents travaux ont cherché à vérifier empiriquement les différentes prédictions de ces modèles théoriques. Bratton (1986) s'intéresse à la performance comparée des prêts individuels et prêts groupés à partir de données sur le Zimbabwe. Il constate que les prêts groupés ont une meilleure performance que les prêts individuels les années de bonne récolte mais une performance moindre les années de sécheresse, lorsqu'il est plus probable que certains membres du groupe ne peuvent honorer leurs dettes. Paxton (1996) analyse les déterminants de la performance de remboursement de 140 groupes de prêt au Burkina Faso. Elle attire l'attention sur le fait qu'un « effet de domino »¹ négatif

1. Paxton définit l'effet de domino comme la situation où au moins un des membres du groupe ne rembourse pas uniquement parce que d'autres membres de son groupe ne remboursent pas leur prêt.

peut plus que compenser l'effet positif du prêt groupé. Zeller (1998) utilise des informations sur 146 groupes de prêt à Madagascar et fournit des arguments en faveur du prêt groupé. Dans son article, Zeller montre que le groupe a aussi un rôle d'assurance ce qui permet d'augmenter les performances de remboursement de ses membres.

Afin d'étudier la source des effets positifs des prêts groupés, certaines études s'intéressent à l'impact de niveaux différenciés de sélection par les pairs, de contrôle par les pairs et de pression au remboursement par les autres membres du groupe. Wenner (1995) teste si la sélection par les pairs a un impact sur la performance de 25 groupes de crédit du Costa Rica et s'intéresse à l'utilisation d'information locale des membres des groupes de prêts en vue de la sélection de leurs pairs. Son étude montre que les groupes de prêt utilisent de l'information privée pour sélectionner leurs membres et que ce mécanisme de sélection accroît la performance de remboursement des groupes¹. L'étude susmentionnée de Zeller (1998) confirme également le rôle positif de la sélection par les pairs (règlement interne) sur la performance de remboursement. Wydick (1999) étudie, à l'aide de données sur 137 groupes de crédit au Guatemala, comment la cohésion sociale affecte les performances des groupes en terme de taux de remboursement, d'auto assurance du groupe et d'aléa moral. Il montre que le contrôle par les pairs dans les groupes urbains et la pression au remboursement des pairs dans les groupes ruraux affecte significativement la performance de remboursement. Contrairement aux conclusions sur l'impact positif des dynamiques de groupes des trois articles précédents, Diagne *et al.* (2000) ont trouvé, en travaillant sur des données du Malawi, que le contrôle et la pression par les pairs ainsi que la responsabilité solidaire avaient un impact faible ou négatif sur la performance de remboursement et que la sélection par les pairs était limitée.

Les liens sociaux et l'homogénéité des groupes sont censés augmenter l'impact positif des dynamiques de groupe cependant, les études empiriques sur ce point ont produit des résultats mitigés. L'étude de Sharma et Zeller (1997), basée sur l'analyse des taux de remboursement de 128 groupes de crédit au Bangladesh, a mis en avant un impact négatif non attendu des liens sociaux préexistants ainsi que de l'homogénéité des membres du groupe en terme d'actifs et de type d'entreprise. L'étude de Zeller (1998) examine les effets de l'homogénéité des actifs ou des projets des membres du groupe sur les performances de remboursement. Alors que cette analyse confirme le rôle positif que joue la cohésion sociale, elle conclue également que la diversification des risques, jusqu'à un certain niveau, a un impact significatif et positif sur la performance de remboursement. Cela peut être en

1. Wenner questionne l'intérêt de l'utilisation de cette information locale en montrant que les coûts supportés par l'emprunteur pour obtenir cette information dépassent les bénéfices liés à l'amélioration de la performance de remboursement.

partie expliquée par ce que Paxton (1996) appelle le problème d'appariement (« *matching problem* »). Un problème d'appariement survient lorsque les termes d'un contrat de prêt commun ne sont plus appropriés aux besoins de tous les membres du groupe, au moment du renouvellement des prêts. Si l'homogénéité de départ des membres du groupe et l'expérience dans la conduite d'activités de groupe étaient le pendant de bonnes performances de remboursement pour les premiers prêts, avec le temps, l'impact négatif des problèmes d'appariement et de l'absence de diversification des risques (qui limite les possibilités d'auto assurance des membres du groupe) vont plus que compenser l'impact positif de l'homogénéité du groupe.

Parallèlement à la technique de prêt groupé, la méthodologie de prêt des IMFs prévoit fréquemment l'utilisation de mécanismes incitatifs dynamiques ainsi que de services non financiers. Par ailleurs, la formule de certains programmes de microfinance est parfois qualifiée de formule « crédit plus » ou encore d'intermédiation financière et sociale dans la mesure où ils proposent des services (comme des services de santé ou d'alphabétisation) ou de la formation qui dépassent les services financiers. Contrairement aux mécanismes liés aux prêts groupés, ces deux éléments importants des méthodologies de prêt des programmes de microfinance ont été peu documentés jusqu'à présent. Dans l'étude de Diagne *et al.* (2000), le facteur ayant le pouvoir incitatif le plus important pour le remboursement est la valeur que les groupes de prêt associent à l'accès à de nouveaux crédits dans le futur. Pour Sharma et Zeller (1997), le rationnement du crédit, jusqu'à un certain seuil, a un impact significatif positif sur les performances de remboursement. Dans une étude sur la Grameen Bank, Khandker *et al.* (1994) ont montré que le taux de non-remboursement augmentait avec la période d'activité de la branche dans la région. Ces auteurs expliquent ce résultat par la possible diminution de la rentabilité des nouveaux projets. Ce résultat pourrait également provenir d'une diminution des mécanismes incitatifs dynamiques avec le temps, surtout si les emprunteurs observent que l'octroi de nouveaux crédits n'est pas systématiquement refusé aux emprunteurs en retard de paiement ou n'ayant pas remboursé leurs prêts précédent. Khandker *et al.* (1994) ont aussi montré que la formation des membres, qui peut être associée à des services non financiers, avait une influence positive sur le remboursement.

La plupart des études sur les déterminants des taux de remboursement introduisent également des variables de contrôle sur les caractéristiques de l'emprunteur et de sa zone. Khandker *et al.* (1994) se posent ainsi la question de savoir si les défauts de remboursement sont aléatoires, influencés par des comportements imprévisibles ou influencés de manière systématique par des caractéristiques locales qui peuvent affecter les conditions de production locale ou l'efficacité de la branche. Leur test empirique sur des prêts en retard de paiement de la Grameen

Bank semble confirmer cette dernière hypothèse. L'électrification rurale, la taille des routes, les infrastructures d'éducation primaire et la densité des banques commerciales de même que la paie du gérant de la branche sont positivement corrélées avec un faible taux de non-remboursement. Paxton (1996) montre également que l'accès à d'autres sources de crédit, la présence de marchés et une localisation urbaine sont liées à une meilleure performance de remboursement. Au sujet de l'influence des caractéristiques personnelles des emprunteurs, Zeller (1998) a montré que les préjugés traditionnels à l'encontre des femmes, des jeunes et des familles de grande taille n'avaient pas lieu d'être. Matin (1997), a mis en avant que la participation à de multiples ONG – ce qu'il associe à l'accès à différentes sources de crédit peu cher – des emprunteurs de la Grameen Bank a un impact négatif sur le remboursement. Il a également montré que l'éducation et la surface de terre cultivée qui peuvent être assimilées à des proxis de richesse de l'emprunteur influencent positivement le remboursement. Par ailleurs, dans l'étude de Matin, la taille du prêt n'avait pas d'impact sur le remboursement alors que plus un emprunteur était membre du programme depuis longtemps, moins sa performance de remboursement était bonne.

Les études susmentionnées attribuent un rôle partagé aux mécanismes associés au prêt groupé alors que le rôle des services non financiers et des mécanismes incitatifs dynamiques est très peu documenté. Il était donc important de réaliser des analyses complémentaires sur l'impact de ces innovations financières de la microfinance. Dans cet article, nous testons l'impact des liens sociaux et de l'homogénéité des groupes ainsi que l'impact des services non financiers et des mécanismes incitatifs dynamiques sur la performance de remboursement. L'impact des principales caractéristiques du contrat de prêt et de l'emprunteur sera également pris en compte.

3. DONNÉES

Nous utilisons dans cet article les données issues d'une enquête quasi-expérimentale conduite au Bangladesh en 1991-1992 par le BIDS (Bangladesh Institute of Development Studies) et la Banque mondiale. Cette enquête a été conçue pour mesurer l'impact de la microfinance sur différentes dimensions de la pauvreté au Bangladesh. L'enquête couvre 1 798 ménages venant de 87 villages issus de 29 thanas (départements) différents¹. Parmi ces ménages, 1 538 ménages étaient éligibles aux programmes de microfinance, ce qui signifie qu'ils étaient assez pauvres (ils détiennent moins de 0,5 acre soit moins de 2 023 mètres carrés de terre cultivable) pour avoir accès aux services de microfinance. Trois principaux programmes de microfinance, la Grameen Bank, la BRAC

1. Ces thanas ont été choisis au hasard à partir de la liste des 391 thanas du Bangladesh.

(Bangladesh Rural Advancement Committee) et la BRDB (Bangladesh Rural Development Board), couvrent ces villages et 905 ménages en étaient membres. Nous concentrons notre analyse sur ces ménages et utilisons 2 349 observations correspondant à 485 prêts de la BRAC, 430 prêts de la BRDB, 1081 prêts de la Grameen Bank et 353 prêts émis par d'autres fournisseurs de crédits (le tableau 1 décrit ces autres fournisseurs de crédit).

Tableau 1. – *Autres fournisseurs de crédit (353 observations)*

Gouvernement	2,8 %
Krishi Bank	10,2 %
Banque commerciale	10,5 %
Cooperative	2,3 %
Autre ONG	7,4 %
Famille	33,1 %
Amis et voisins	21,8 %
Commerçant	3,7 %
Propriétaire	5,1 %
Autres	3,8 %

Nous avons construit, à l'aide de l'information sur la date d'échéance du prêt et sur la date à laquelle le prêt a été complètement remboursé, plusieurs variables indicatrices individuelles de performance de remboursement. Ces variables peuvent être considérées comme des indicateurs réels de la performance de remboursement du fait qu'elles sont construites à partir des indications des emprunteurs (vraisemblablement à partir de leur livret de remboursement) et l'information n'est donc pas transformée par les programmes de microfinance en fonction de leur définition de ce qui constitue un retard de remboursement. Comme l'indique le tableau 2, le taux de remboursement à temps est significativement inférieur aux taux de 95 % ou 98 % communément mis en avant dans les communications des programmes de microfinance. Cependant, lorsqu'un délai de grâce de 12 mois est accordé à l'emprunteur, le taux de remboursement des microcrédits passe de 50 % à 94 %. Le tableau 2 montre également que quel que soit le délai de grâce considéré, les taux de remboursement de la microfinance sont toujours largement supérieurs à ceux que connaissent les autres fournisseurs de crédit (dont le taux de remboursement à l'échéance est de 14 %).

Tableau 2. – Différentes mesures du taux de remboursement

Taux de remboursement	IMFs	BRAC	BRDB	GB	Autres prêteurs
ROT	0,50 (1 700)	0,37 (388)	0,50 (317)	0,55 (995)	0,14 (303)
RTG3	0,76 (1 591)	0,65 (341)	0,65 (286)	0,84 (964)	0,37 (172)
RTG6	0,84 (1 479)	0,74 (315)	0,77 (254)	0,89 (910)	0,43 (153)
RTG12	0,94 (1 355)	0,90 (270)	0,90 (234)	0,96 (851)	0,60 (119)

ROT : Dummy = 1 si l'emprunteur a remboursé son prêt sans retard.

RTG3 : Dummy = 1 si l'emprunteur a remboursé son prêt avec un retard inférieur à trois mois.

RTG6 : Dummy = 1 si l'emprunteur a remboursé son prêt avec un retard inférieur à six mois.

RTG12 : Dummy = 1 si l'emprunteur a remboursé son prêt avec un retard inférieur à douze mois.

(Le nombre d'observations disponibles pour le calcul de chacun des taux de remboursement est donné entre parenthèses.)

Les caractéristiques des contrats de microcrédit diffèrent également de celles des autres prêteurs comme on peut le voir dans les tableaux 3 et 4. Les programmes de microfinance proposent des prêts significativement plus petits et 70 % des microcrédits étaient inférieurs à la taille optimale désirée par l'emprunteur¹ contre 30 % seulement pour les prêts des autres prêteurs. Nous ne disposons pas de l'information sur les autres dimensions du rationnement comme les demandes de crédit rejetées ou découragées.

1. On considère que ces prêts sont rationnés car l'emprunteur mentionne qu'il aurait désiré emprunter une somme plus importante à ce prêteur, au même taux d'intérêt, pour le même motif et à la même date.

Tableau 3. – *Statistiques descriptives sur les contrats de microcrédit*

<i>Variables</i>	<i>Description</i>	<i>Impact théorique sur le remboursement</i>	<i>Nombre d'observations</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Écart type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
PRIN	Montant du prêt (en taka)	–	1996	2 931,057	1 381,296	1 000	10 000
DURATION	Maturité du prêt (en jours)		1981	400,371	187,873	0	2 542
BRAC	Dummy : = 1 si le prêt provient de la BRAC		1996	0,243	0,429	0	1
BRDB	Dummy : = 1 si le prêt provient de la BRDB		1996	0,215	0,411	0	1
SEX	Dummy : = 1 si l'emprunteur est un homme ; 2 si c'est une femme		1996	1,661	0,474	1	2
PASSET	Actifs productifs du ménage en valeur (en taka)		1996	35 756,800	57 856,670	0	459 001
SELFEAGR	Dummy : = 1 si l'emprunteur a des revenus d'activité agricole indépendante		1996	0,712	0,453	0	1
NBLR	Nombre de proches qui possèdent de la terre		1996	2,809	3,309	0	13
AGEGP	Nombre de mois d'interaction du groupe de prêt depuis sa création à l'échéance du prêt	+	1949	33,177	22,104	0	114
SAMEEDU	Dummy : = 1 si l'emprunteur et le leader du groupe ont le même niveau d'éducation (plus ou moins deux ans)	+	1996	0,578	0,494	0	1
SAMEAGE	Dummy : = 1 si l'emprunteur et le leader du groupe ont le même âge	+	1996	0,394	0,489	0	1
NFSL	Dummy : = 1 si l'IMF met à disposition de l'emprunteur des services d'alphabétisation	+	1996	0,678	0,467	0	1
NFSH	Dummy : = 1 si l'IMF met à disposition de l'emprunteur des services de santé de base	+	1996	0,696	0,460	0	1
CRD	Dummy : = 1 si l'emprunteur aurait voulu emprunter plus que le montant attribué au taux d'intérêt du prêt	+	1996	0,712	0,453	0	1
PREVLOAN	Montant du prêt précédent (en taka)		1996	1 621,738	1 700,985	0	8 000

Tableau 4. – Détails du contrat de prêt des autres prêteurs

	<i>N</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Écart type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
PRIN	353	5 753,853	17 961,540	1 000	190 000
DURATION	203	356,143	350,453	0	2 772
INTEREST RATE	353	36,255	53,648	0	300
SEX	353	1,102	0,303	1	2
PASSET	353	68 135,710	105 246,500	0	609 602
SELFEAGR	353	0,816	0,388	0	1
NBLR	354	3,500	3,579	0	15
CRD	353	0,309	0,463	0	1

En reconstruisant l'historique des prêts auprès des programmes de microcrédit, nous avons pu constater que si la taille moyenne du prêt augmente avec le cycle de crédit, elle n'en reste pas moins variable pour chaque cycle de crédit (voir tableau 5), ce qui semble indiquer une certaine marge de manœuvre des agents de crédit pour la fixation de la taille du prêt. Cela peut en partie être expliqué par le fait que les tailles recommandées des prêts des programmes étudiés, pour un cycle donné, varient en fonction de la zone d'habitation de l'emprunteur – municipalité, zone semi rurale ou zone reculée. Cependant pour les trois IMFs étudiées, la variance des prêts augmente avec les cycles de prêts pour les premiers cycles (pour les cycles suivants, elle diminue du fait d'une diminution importante du nombre d'observations). Cela implique que la taille des prêts proposés au sein des groupes devient moins homogène avec le temps. La taille minimale, moyenne et maximale des prêts augmente avec le cycle de crédit ce qui reflète l'utilisation de mécanismes incitatifs dynamiques (renouvellement des prêts et augmentation de leur taille à chaque cycle de prêt conditionnellement au remboursement du prêt précédent).

Seuls 0,7 % des microcrédits n'avaient pas de durée spécifiée contre 40 % des prêts des autres prêteurs. La maturité des microcrédits est par ailleurs peu variable avec 88,13 % des prêts ayant une maturité comprise entre 11 et 13 mois. Ce pourcentage est de seulement 33 % pour les prêts des autres fournisseurs de crédit.

Les taux d'intérêt des programmes de microfinance sont fixes, 16 % annuel pour les trois institutions étudiées (20 % après 1991 pour la BRAC et la Grameen Bank suite à l'augmentation au Bangladesh des salaires des employés de banque). Le taux d'intérêt prélevé par les autres fournisseurs de crédit est beaucoup plus variable et est compris

entre 0 % et 300 %. 34 % de ces prêts sont des prêts sans intérêt¹ alors que 30 % sont des prêts dont le taux d'intérêt dépasse 20 %.

Tableau 5.- Variation du montant du prêt en fonction du cycle de crédit

<i>BRAC</i> <i>Cycle de crédit</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Écart type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>N</i>
1	2 048,566	11 47,083	1 000	6 000	274
2	2 888,553	1 411,682	1 000	8 000	150
3	3 707,317	1 600,686	1 500	7 000	41
4	3 785,714	1 155,493	1 500	5 000	14
5	3 750	758,287	3 000	5 000	6

<i>BRDB</i> <i>Cycle de crédit</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Écart type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>N</i>
1	2 036,09	727,709	1 000	6 000	266
2	2 828,467	1 093,83	1 000	6 000	137
3	3 552,632	1 289,862	2 000	6 000	19
4	5 800	2 167,948	3 000	8 000	5
5	6 000	1 732,051	5 000	8 000	3

<i>Grameen Bank</i> <i>Cycle de crédit</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Écart type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>N</i>
1	2 253,667	947	1 000	10 000	300
2	2 963,736	929,047	1 000	6 000	273
3	3 727,848	1 192,662	1 000	10 000	237
4	4 202,532	1 148,3	1 000	6 500	158
5	4 777,108	1 003,813	2 000	6 500	83
6	5 166,667	784,464	4 000	6 500	27
7	5 333,333	1 154,701	4 000	6 000	3

1. La famille est le prêteur pour 70 % des prêts sans intérêt et les amis et voisins représentent 15 % des prêteurs de ce type de prêt.

Les programmes de microfinance sont moins flexibles que les autres fournisseurs de crédit quant au motif d'attribution des prêts : 85 % des prêts sont obtenus pour financer des activités non agricoles ou commerciale, 6 % pour des activités agricoles et 9 % pour des dépenses personnelles (pour les autres prêteurs, ces chiffres sont respectivement 24, 41 et 35 %). Cependant, différentes études mettent en avant les différences qui peuvent exister entre les motifs mentionnés et les motifs réels des prêts¹.

La croissance du portefeuille des prêts dans l'échantillon est similaire à celle du portefeuille de ces IMFs pour la période considérée. Le taux de croissance du portefeuille de prêt de la Grameen Bank était en effet de 32,73 % sur la période 1986-1991 dans notre échantillon et est ainsi comparable au taux de 37,8 % calculé par Khandker *et al.* (1995).

Tableau 6. – Services non financiers proposés par les IMFs

6a. Accès aux services non financiers

	BRAC	BRDB	GB
Accès à la santé de base	56,7	48,14	80,57
Accès à l'alphabétisation	66,39	32,79	85,66
Accès à des informations marketing	6,8	20,23	40,43
Accès à de la formation professionnelle et technique	32,78	72,79	8,05
N	485	915	430

6b. Nombre de services non financiers auxquels l'emprunteur a accès :

	BRAC	BRDB	GB
Aucun	0,82	1,4	2,13
Un	25,36	42,09	18,41
Deux	31,75	5,12	31,54
Trois ou plus	42,06	51,4	47,92
N	485	915	430

6c. Type de service non financier proposé lorsque l'emprunteur n'a accès qu'à un seul service :

	BRAC	BRDB	GB
Service de santé primaire	39,84	3,87	36,68
Alphabétisation	25,2	6,63	47,24
Informations marketing	0	1,1	0
Formation professionnelle et technique	0	58,01	0

1. Comme 109 des 1996 microcrédits étudiés correspondent à des prêts attribués avant que le prêt précédent ne soit complètement remboursé, il est possible que certains de ces prêts ait été utilisés pour refinancer les prêts précédents. Rahman (1999) montre par ailleurs que 70 % des 217 prêts de la Grameen Bank qu'il a étudié étaient utilisés pour des motifs autres que les motifs approuvés par la banque, les utilisations alternatives incluant le prêt d'argent.

Les données ne nous permettent pas de mettre en avant des différences importantes selon les IMFs concernant les caractéristiques de leurs emprunteurs ou les modalités de leurs prêts¹. Des différences surviennent cependant lorsque l'on s'intéresse aux services non financiers proposés par ces programmes (cf. tableau 6, section A-C). Quatre principaux services non financiers sont proposés par ces programmes : santé, alphabétisation, conseils de marketing et formation professionnelle et technique. Au moins un de ces services était accessible en complément de presque tous les prêts ; cependant, seuls 7 % des emprunteurs de la BRAC avaient accès à des services de marketing et seulement 8 % des emprunteurs de la Grameen Bank avaient accès à de la formation professionnelle et technique. C'est pourquoi nous centrerons notre analyse empirique des services non financiers sur les services de santé et d'alphabétisation.

4. LE CADRE DE L'ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE

Suite à la discussion de la littérature théorique, nous décrivons l'interaction entre l'emprunteur et les IMFs à partir du modèle suivant :

Étape un : L'emprunteur sollicite un prêt d'un montant le plus élevé possible qu'il/elle peut espérer obtenir en fonction de ses projets, de ses caractéristiques, des caractéristiques de son environnement, et de son groupe.

Étape deux : Avant d'accorder un prêt à un emprunteur, l'agent de crédit de l'IMF, évalue la probabilité de défaut du demandeur en utilisant l'information qu'il possède sur ce dernier, sur le groupe d'emprunteurs, sur l'environnement, et sur le niveau d'efficacité des mécanismes incitatifs de remboursement. Si la probabilité de défaut est inférieure à la probabilité de défaut maximum acceptée par l'IMF, il accordera le prêt à l'emprunteur. Dans le cas contraire, l'agent de crédit accordera un prêt d'un montant inférieur, montant correspondant pour cet emprunteur à la probabilité de défaut maximum acceptée.

Étape trois : l'emprunteur rembourse son prêt dans les temps ou pas, selon son environnement, ses caractéristiques/capacités, les caractéristiques de son groupe et les caractéristiques du contrat d'emprunt.

La déclinaison en trois étapes des relations de microcrédit, met en avant la possible endogénéité des principales caractéristiques du contrat² dans l'estimation du remboursement. La détermination du mon-

1. La seule différence significative concerne la proportion inférieure de femmes dans le portefeuille de la BDRB qui est un programme gouvernemental (34 % contre plus de 70 % pour la BRAC et la Grameen Bank au moment de l'enquête, 10 % pour les autres prêteurs). Cette composition plus masculine a conduit la BRDB à avoir des emprunteurs en moyenne plus éduqués.

2. Dans cet article, le montant du prêt est la seule caractéristique du contrat de prêt pour laquelle nous avons corrigé l'endogénéité. Nous avons également cherché à corriger l'endogénéité de la

tant du prêt dans l'étape deux et du remboursement dans l'étape trois pourrait en effet être basée sur les mêmes variables omises – variables observées par l'IMF et l'emprunteur mais non disponibles dans la base de données (telles que les caractéristiques de l'environnement, les enquêtes réalisées par l'agent de crédit sur l'historique des emprunts du demandeur, et la situation géographique de l'emprunteur).

Nous avons construit une variable dummy individuelle pour le remboursement dans les temps et nous utilisons un modèle probit pour estimer la probabilité pour un emprunteur de rembourser son prêt à l'échéance¹. Nous avons utilisé la méthode de Smith et Blundell (1986) pour tester l'exogénéité pour les modèles probit. L'endogénéité du montant du prêt ne peut pas être rejetée.

Les précédentes discussions nous conduisent à la stratégie d'estimation suivante :

- Premier temps : Estimation du montant du prêt :

$$P_i = \hat{P}_i + \varepsilon_i^p = \alpha_p + \sum_{j=1}^4 \beta_j^p X_{ij} + \sum_{j=1}^2 \rho_j^p Y_{ij} + \lambda^p Z_i + \sum_j \sigma_j^p W_{ij} + \gamma^p IV_p + \varepsilon_i^p \quad (1)$$

Où X_j représente les variables associées à la structure du groupe de prêt soit ici les liens sociaux et l'homogénéité du groupe. Nous avons utilisé l'âge du groupe à l'échéance du prêt (i.e. le nombre de mois entre la date à laquelle le groupe a été créé et la date de remboursement) comme proxy des liens sociaux intra groupe. Nous postulons en effet que la connaissance des caractéristiques et du comportement des autres membres ainsi que le niveau des liens sociaux augmentent avec la maturité du groupe d'emprunteurs (AGEGP) et nous supposons ainsi que la capacité des membres du groupe à surveiller et influencer chacun des autres membres augmente avec l'âge du groupe. La variable AGEGP est supposée avoir un impact positif sur les performances de remboursement. Les variables d'homogénéité du groupe sont basées sur les caractéristiques partagées (âge, niveau d'éducation) de l'emprunteur et de son responsable de groupe. Suivant le cadre théorique présenté précédemment, nous présumons que les variables d'homogénéité des groupes (SAMEEDU, SAMEAGE) ont un impact positif sur la performance de remboursement.

maturité des prêts mais nous n'avons pas pu trouver d'instruments satisfaisants. Ceci peut s'expliquer par la faible variabilité de la durée des prêts des IMF's.

1. Nous avons également effectué des estimations utilisant des définitions moins strictes de la performance de remboursement (remboursement avant trois, six ou douze mois après l'échéance du prêt). Ces estimations conduisent à réduire de manière importante l'échantillon pour ne conserver que les prêts dont l'échéance était de trois à douze mois avant l'enquête.

Y_j décrit les variables des services non financiers. Nous utilisons l'accès à l'alphabétisation (NFSL) et l'accès aux soins médicaux (NFSH) pour les services non financiers fournis par l'IMF. L'accès à de tels services nous permet d'espérer un impact positif sur le remboursement comme nous l'avons vu dans le cadre conceptuel.

Z_i est une variable représentant les mécanismes incitatifs dynamiques qui sont approximés ici par le rationnement du crédit. Le pouvoir incitatif des mécanismes dynamiques est supposé avoir un impact positif sur le remboursement.

W_j représente les variables de contrôle exogènes. Les variables de contrôle rassemblent les caractéristiques des emprunteurs, de leur ménage et des informations de base sur le prêt (durée pour le prêt et variable muette pour l'IMF ayant octroyé le prêt).

IV_p représente les instruments utilisés pour le montant du prêt. Nous utilisons la valeur du précédent prêt comme instrument principal de l'estimation du montant du nouveau prêt. La valeur du précédent prêt apparaît comme un bon estimateur du montant du nouveau prêt car il ne devrait pas affecter le remboursement du prêt actuel et parce qu'il était déterminé sur les mêmes variables inobservables que le prêt actuel.

• Deuxième temps : Test de l'exogénéité (Smith et Blundell, 1986) du montant du prêt dans la détermination de la performance de remboursement :

$$R_i = \alpha + \omega \hat{P}_i + \sum_{j=1}^4 \beta_j X_{ij} + \sum_{j=1}^2 \rho_j Y_{ij} + \lambda Z_i + \sum_j \sigma_j W_{ij} + \eta \varepsilon_i^p + \varepsilon_i \quad (2)$$

Où R_i , la variable latente du modèle, représente la capacité de l'emprunteur à générer plus d'argent avant la date d'échéance que le montant (principal + intérêts) dont il doit s'acquitter.

Nous observons le remboursement R_i^* , lequel prend la valeur 1 si $R_i > 0$ et 0 si $R_i < 0$.

L'exogénéité est rejetée si le coefficient du terme d'erreur (η) est significativement différent de 0. Cela signifierait en effet que la structure du terme d'erreur est la suivante : $\varepsilon_i = \alpha \varepsilon_i^p + \mu$.

L'application de ce test ne permet pas de rejeter l'endogénéité du montant emprunté et confirme que nous avons utilisé une variable instrumentale appropriée pour le montant du prêt.

• Troisième temps : Estimation de la performance de remboursement :

$$R_i = \alpha + \omega \hat{P}_i + \sum_{j=1}^4 \beta_j X_{ij} + \sum_{j=1}^2 \rho_j Y_{ij} + \lambda Z_i + \sum_j \sigma_j W_{ij} + \varepsilon_i \quad (3)$$

- Quatrième temps : Des prêts plus importants, pour qui ?

Après le commentaire des résultats de l'estimation économétrique de la probabilité de remboursement, nous comparons ses facteurs déterminants à ceux du montant du prêt. Si nous supposons que le montant du prêt reflète la perception de l'IMF des capacités de l'emprunteur, cette méthode nous permet d'analyser l'adéquation de l'attribution des prêts de l'IMF.

Comme nous l'avons vu, le montant du prêt est le résultat conjoint des facteurs de demande (étape un) et d'offre (étape deux). C'est pour cette raison que nous ne pouvons pas supposer de manière simplificatrice que le montant des prêts reflète les capacités que l'IMF attribue à un emprunteur spécifique. Nous devons considérer séparément les cas suivants :

- (a) si la demande de l'emprunteur en terme de montant du prêt est supérieure au montant du prêt final, le montant du prêt reflète la perception de l'IMF ;
- (b) si la demande est identique au montant du prêt attribué, cela peut signifier que l'IMF aurait accordé à l'emprunteur un prêt plus élevé s'il en avait initialement fait la demande. Dans ce cas précis nous ne savons pas si le montant du prêt reflète la perception exacte de l'IMF sur la capacité de l'emprunteur à rembourser.

L'estimation dans le montant du prêt utilisé dans cette étape est donc effectuée à partir du sous échantillon des emprunteurs rationnés (environ 70 % de l'échantillon)¹. Comme le montant des prêts est sensé augmenter avec le cycle d'emprunt (utilisation des mécanismes incitatifs dynamiques), nous avons complété cette analyse des facteurs explicatifs du montant des prêts par une analyse des facteurs explicatifs des variations du montant des prêts pour différents cycles de crédit. Nous avons utilisé la différence entre la taille du prêt et la taille moyenne des prêts pour le cycle de prêt et l'IMF concernés (spécification II) ainsi que la taille du prêt pour des sous échantillons correspondant au premier cycle de prêt (spécification III) et au second cycle de prêt (spécification IV)².

1. Les emprunteurs sont considérés être rationnés s'ils déclarent qu'ils auraient voulu emprunter plus auprès du même prêteur, au même taux d'intérêt et pour le même motif le jour où ils ont emprunté.

2. Nous ne disposons pas de suffisamment d'observations pour effectuer la même analyse sur les cycles de prêt plus élevés (le coefficient de détermination ajusté correspondant au troisième cycle de prêt, était de 1,85 % seulement, pour 193 observations).

5. RÉSULTATS ET DISCUSSION

Les résultats de l'analyse des facteurs explicatifs des taux de remboursement sont présentés dans un premier temps avant d'être comparés aux facteurs permettant d'expliquer l'attribution des prêts des IMFs.

5.1. Comportement de remboursement de l'emprunteur

Le résultat de l'estimation du modèle probit du comportement de remboursement est reporté dans le tableau 7. Ce modèle a été implémenté à partir d'un sous-ensemble de la base de données qui contenait uniquement les observations de prêts dont la date de maturité avait été dépassée au moment de l'enquête et pour lesquels l'information sur toutes les variables explicatives était disponible. Le tableau 7 représente cinq spécifications du modèle empirique de l'équation (3). La première colonne fournit les résultats du modèle contraint dans lequel seul le montant instrumenté des prêts et les variables de contrôle exogènes ont été introduits. Les variables de groupe, de services non financiers et de mécanismes incitatifs dynamiques ont été rajoutées séparément à ce modèle contraint dans les colonnes deux à quatre. La dernière colonne représente le modèle complet.

Pour chacune des cinq spécifications, le test de Smith et Blundell ne rejette pas l'endogénéité du montant des prêts dans la détermination de la performance de remboursement. Pour chacune des spécifications, le montant des prêts a été instrumenté par le montant du prêt précédent et les variables de la spécification concernée.

Le coefficient du montant des prêts (*PPRIN*) est significatif et négatif pour les cinq spécifications comme dans l'étude de Sharma et Zeller (1997). Ce signe négatif est théoriquement expliqué par le fait que le montant des prêts augmente le gain associé à l'aléa moral (*ex post* et *ex ante*). Le tableau 2 a montré cependant que la plupart des prêts non remboursés à maturité étaient intégralement remboursés un an plus tard. Dans ce contexte, l'aléa moral peut alors être interprété comme le choix d'un projet avec une maturité plus longue (et une valeur attendue plus élevée) que celle du prêt plutôt que le choix d'un projet plus risqué. Le signe négatif relatif au montant du prêt peut également être attribué aux difficultés que pourrait rencontrer l'emprunteur pour rembourser un montant plus élevé sur une période donnée (habituellement 1 an). Il se peut que pour une maturité donnée, les prêts de taille importante ne sont pas en adéquation avec les besoins des emprunteurs et ne soient pas appropriés à l'économie locale. Cette dernière remarque doit être mise en relation avec le signe positif et non significatif à travers les spécifications de la maturité du prêt (*DURATION*).

Tableau 7. – Déterminants de la performance de remboursement de la microfinance^a

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PPRIN	-0,0005 (-11,87)***	-0,0005 (-11,94)***	-0,0004 (-7,56)***	-0,0005 (-11,87)***	-0,0004 (-7,72)***
DURATION	0,0018 (4,92)***	0,0018 (4,90)***	0,0019 (5,23)***	0,0018 (4,91)***	0,0018 (5,14)***
BRAC	-0,8872 (-9,72)***	-0,8083 (-8,69)***	-0,7788 (-7,95)***	-0,8855 (-9,69)***	-0,7247 (-7,36)***
BRDB	-0,4776 (-4,83)***	-0,3305 (-3,09)**	-0,3902 (-3,71)***	-0,4806 (-4,84)***	-0,2866 (-2,58)***
SEX	0,1204 (1,60)	0,1363 (1,81)	0,0888 (1,15)	0,1185 (1,57)	0,1025 (1,32)
PASSET	0,0000 (3,37)***	0,0000 (3,22)**	0,0000 (3,16)**	0,0000 (3,37)***	0,0000 (3,08)**
SELEAGR	0,2636 (3,48)***	0,2638 (3,44)***	0,2741 (3,6)***	0,2663 (3,50)***	0,2805 (3,62)***
NBLR	0,0589 (5,57)***	0,0569 (5,35)***	0,0579 (5,42)***	0,0585 (5,49)***	0,0551 (5,09)***
NFSL		0,2260 (3,01)**			0,1957 (2,56)**
NFSH		0,1668 (2,05)*			0,1215 (1,46)
AGEGP			-0,0067** (-3,17)		-0,0057 (-2,65)**
SAMEEDU			0,0010 (0,01)		0,0048 (0,07)
SAMEAGE			0,0860 (1,26)		0,0898 (1,31)
CRD				0,0249 (0,34)	0,0419 (0,57)
CONS	0,3286 (1,39)	0,0044 (0,02)		0,3149 (1,32)	-0,0672 (-0,26)
N	1 664	1 664	1 664	1 664	1 664
Log Likelihood	-1 022,37	-1 018,94	-1 015,39	-1 022,29	-1 013,04
Pseudo R ²	0,114	0,117	0,120	0,114	0,122

^a Les coefficients ont été obtenus à l'aide d'un probit, les statistiques de Student sont données dans les parenthèses.

* Degré de significativité de 10 % ; ** Degré de significativité de 5 % ; *** Degré de significativité de 1 %.

Le signe négatif et significatif des variables muettes pour la BRAC et la BRDB indique que la Banque Grameen (institution de comparaison) possède une meilleure performance de remboursement que les deux autres IMFs.

Dans notre échantillon, les emprunteurs de sexe féminin (*SEX*) n'affichent pas de manière significative une performance de remboursement supérieure. Même si le coefficient est positif il n'est pas significatif. Le fait qu'en moyenne les femmes présentent une probabilité de défaut plus faible peut être en partie expliqué par le fait qu'elles reçoivent en moyenne des prêts plus petits. Mes résultats sur la performance de remboursement des femmes ne justifient *a priori* pas l'application d'un programme de microfinance donnant la priorité aux femmes comme cela a été fait parfois. Cependant, en utilisant la même base de données, Pitt et Khandker (1998) ont montré que prêter aux femmes avait un meilleur impact en terme de réduction de la pauvreté.

La valeur des actifs productifs du ménage (*PASSET*), la variable muette pour le travail indépendant dans l'agriculture (*SELFEAGR*) et le nombre de parents possédant de la terre (*NBLR*) étaient utilisées comme variables de contrôle pour la richesse des ménages et de son réseau social. Ces variables ont montré un impact positif significatif sur le remboursement à temps. Ce résultat peut s'expliquer par une plus grande capacité des ménages riches à faire face aux chocs. Il est également vraisemblable que les ménages qui possèdent plus d'actifs productifs ont plus facilement accès à des projets plus rentables ou moins risqués.

Les liens sociaux à l'intérieur du groupe, identifiés par l'âge du groupe (*AGEGP*), ont un impact négatif significatif sur le taux de remboursement¹. S'il y a peu de recomposition des groupes, l'âge du groupe correspond à la durée d'adhésion au programme et on retrouve le résultat de l'impact négatif de la durée d'adhésion sur le remboursement mis en avant dans l'étude de Matin (1997). Nous pouvons expliquer ce résultat inattendu de deux manières. Dans un premier temps, nous pouvons nous référer à ce que Paxton (1996) appelle le problème d'appariement : lorsque les périodes d'adhésions s'allongent, les besoins de crédit des différents membres du groupe évoluent différemment ce qui peut entraîner des tensions intra groupe. On peut également penser qu'il devient plus coûteux aux membres du groupe de s'auto-assurer lorsque le montant des prêts augmente et ce d'autant plus quand les emprunteurs qui ont accédé à un prêt de faible montant sont toujours solidaires du remboursement des emprunteurs ayant reçu des prêts plus élevés. Un pouvoir décroissant des pénalités sociales peut aussi expliquer ce résultat : mieux les membres du groupe se connaissent, moins ils sont enclins à se contrôler et de se sanctionner. Cette tendance semble

1. Nous n'avons pas la possibilité de savoir si certains emprunteurs sont des membres nouveaux de groupes préexistants ou des membres anciens dans des groupes nouvellement créés dans la mesure où il n'a pas été demandé aux emprunteurs quand leur groupe a été créé mais uniquement quand ils ont joint leur groupe. Il y a aujourd'hui beaucoup de recomposition des groupes de prêt, et plus particulièrement dans le cas de la BRDB qui prévoit que ses membres restent dans le programme pour cinq à sept ans. Cela ne s'applique pas ici dans la mesure où l'enquête a été conduite en 1991-1992 et que ces programmes s'étaient implantés depuis peu dans la plupart des villages.

plus que compenser l'impact positif de l'assurance intragroupe. La compréhension des facteurs qui conduisent l'âge du groupe de prêt à avoir un impact négatif sur le taux de remboursement nécessite une recherche plus approfondie. La composition des groupes de prêt devrait-elle être renouvelée après quelques années ? Les prêts individuels devraient-ils succéder aux prêts groupés après quelques années et si c'est le cas, au bout de combien d'années ?

L'homogénéité des groupes (SAMEEDU, SAMEAGE) ne montre aucune influence significative sur le taux de remboursement comme dans l'étude de Wydick (1999)¹. Nous n'avons pas ici traité de l'influence positive de l'homogénéité en terme de risques résultant d'une sélection par les pairs (Ghatak, 1999). Néanmoins, l'étude de Zeller (1998) ainsi que l'étude de Sharma et Zeller (1997) mettent en évidence l'influence négative de ce type d'homogénéité sur le taux de remboursement.

L'accès à l'alphabétisation (*FACL*) et aux services de santé (*FACH*) affiche une influence positive et significative. Les emprunteurs qui ont accès aux soins sont plus aptes à éviter ou mieux gérer des problèmes de santé passagers. Mais l'influence positive de ce facteur n'est plus significative dans la dernière colonne où les variables relatives aux groupes et mécanismes incitatifs dynamiques ont été rajoutées. Les emprunteurs qui ont accès à l'alphabétisation ont peut-être accès à des projets plus rentables ou sont mieux à même de faire fructifier leur argent. L'influence positive de l'alphabétisation sur le taux de remboursement est même plus significative que l'accès aux services de santé. Le caractère innovant des programmes éducatifs (pour enfants et adultes) proposés par ces IMF peut expliquer ce résultat. Le programme d'éducation de la BRAC, par exemple, met l'accent principalement sur l'éducation des filles en zones rurales, leur donnant l'opportunité d'atteindre des niveaux d'enseignements supérieurs grâce à des horaires flexibles et leur attribuant des bourses dépendant de leurs résultats scolaires. L'accès aux services non financiers peut aussi améliorer la valeur de la relation avec l'IMF et ainsi augmenter le coût d'un non-remboursement qui conduirait à l'exclusion du programme.

L'influence des mécanismes incitatifs dynamiques devait être supérieure pour les emprunteurs rationnés. La variable rationnement de crédit (*CRD*) a bien l'influence positive attendue mais son coefficient n'est pas significatif.

Ces résultats ne reflètent que les impacts marginaux des innovations de la microfinance puisque que les trois IMF étudiées ont introduit ces

1. Dans l'étude de Wydick, l'homogénéité sexuelle des groupes est la seule variable de lien social ayant un impact sur le remboursement et cet impact est négatif, pour les groupes urbains. Nous n'avons pas inclus ce type d'homogénéité ici dans la mesure où les trois programmes étudiés ne forment que des groupes unisexes.

mécanismes incitatifs dans leur méthodologie. Il est donc probable que cela conduise à sous-estimer l'impact de ces innovations financières.

L'analyse des variations de la vraisemblance selon les différentes spécifications semble indiquer que le modèle complet (colonne 5) est le plus approprié. La part de la variance expliquée par nos variables reste faible ce qui témoigne d'un certain nombre de variables manquantes. Ces variables peuvent être des variables de contexte comme le degré de monétisation, le dynamisme économique de la zone ou l'exposition de la région aux dégâts naturels¹ (Khandker *et al.*, 1994 ; Zeller, 1998) ; des variables relatives au programme tels leurs coûts de fonctionnement (Khandker *et al.*, 1994) ou des variables relatives à l'emprunteur comme les chocs individuels.

5.2. La détermination du montant des prêts est-elle efficace ?

Le tableau 8 présente les résultats de l'estimation du montant des prêts pour les emprunteurs rationnés (quatrième temps). Nous considérons que les IMFs attribuent des prêts plus élevés pour les projets dont elles anticipent une probabilité de défaut plus faible. L'analyse précédente montre clairement qu'il y a des facteurs qui influencent la probabilité de défaut et qu'il est efficace pour une IMF d'utiliser ce type d'information pour diminuer la valeur de ses impayés.

Le coefficient de la variable « sexe de l'emprunteur » (*SEX*) est négatif, ce qui signifie que les IMFs attribuent des prêts de montant plus faible aux femmes. Si, au Bangladesh, les prêts accordés aux femmes par les IMFs sont prédominants, le fait que ces prêts soient d'un montant inférieur, semble suggérer un certain biais à l'encontre de l'emprunt féminin. Nous avons montré, cependant, que les femmes n'avaient pas une performance de remboursement plus faible que les hommes, ce qui confirme les résultats de Zeller (1998) selon lesquels le biais traditionnel observé sur l'emprunt féminin est injustifié. Les IMFs attribuent des prêts plus élevés aux ménages possédant plus d'actifs productifs et ces ménages affichent également un meilleur taux de remboursement. Les deux autres coefficients relatifs à la richesse des ménages et de leurs proches (*SELFEAGR* et *NBLR*) ne montrent pas d'influence significative sur le montant du prêt. Mais l'utilisation de ces facteurs dans le choix d'attribution du montant du prêt pourrait accroître les inégalités entre emprunteurs. Il semble donc préférable que les agents de crédit ne prennent pas ces variables en considération lors des attributions de prêt.

1. Nous n'avons pas utilisé d'effet fixe village car nous ne disposons que de peu d'observations par village.

Tableau 8. – Déterminants de la taille des prêts^a

	(1)	(2)	(3)	(4)
DURATION	1,3390 (7,68)***	1,3194 (6,87)***	0,8993 (3,96)***	1,9184 (4,31)***
BRAC	- 93,0995 (- 1,4)	34,8472 (0,5)	- 202,4050 (- 2,12)**	- 131,1337 (- 0,92)
BRDB	- 68,4574 (- 0,92)	79,6920 (0,98)	- 175,2989 (- 1,66)*	- 78,1494 (- 0,52)
SEX	- 108,7201 (- 1,99)**	- 186,7730 (- 3,04)**	- 199,1072 (- 2,51)**	- 175,7549 (- 1,45)
PASSET	0,0011 (2,31)**	0,0010 (1,97)**	0,0003 (0,4)	0,0015 (1,38)
SELFEAGR	- 12,8999 (- 0,24)	14,8222 (1,8)*	11,6931 (1,03)	23,6703 (1,41)
NBLR	8,7989 (1,2)	- 27,0551 (- 0,45)	- 8,9203 (- 0,11)	- 62,6599 (- 0,55)
NFSL	216,7072 (4,16)***	281,3405 (4,83)***	239,9620 (3,18)**	218,4354 (1,98)**
NFSH	222,4859 (3,84)***	238,5985 (3,68)***	212,2208 (2,56)**	321,3028 (2,62)**
AGEGP	2,7045 (1,97)**	2,1302 (1,73)*	9,1766 (4,03)***	1,2264 (0,39)
SAMEEDU	- 83,2923 (- 1,71)*	- 174,0838 (- 3,18)**	- 68,7365 (- 0,95)	- 198,3234 (- 1,9)*
SAMEAGE	100,1637 (2,1)**	180,9802 (3,38)**	213,1835 (2,91)**	252,3748 (2,44)**
PREVLOAN	0,5394 (29,54)***			
CONS	1 304,6500 (8,63)***	- 692,5682 (- 4,09)***	1 639,9290 (7,75)***	2 027,0000 (5,92)***
N	1386	1386	593	392
ADJ R ²	0,6024	0,0988	0,1443	0,1026

Variables dépendantes et échantillon : Spécification I : Montant du prêt, échantillon : prêts rationnés. Spécification II : Écart de la taille du prêt au prêt moyen proposé par l'IMF pour le cycle de prêt correspondant, échantillon : prêts rationnés. Spécification III : Montant du prêt, échantillon : crédits rationnés du premier cycle de prêt. Spécification IV : Montant du prêt, échantillon : crédits rationnés du second cycle de prêt.

^a Les coefficients sont les coefficients des moindres carrés ordinaires. Les statistiques de Student sont données dans les parenthèses.

* Degré de significativité de 10 %.

** Degré de significativité de 5 %.

*** Degré de significativité de 1 %.

La durée du prêt (*DURATION*) influence positivement le montant du prêt. Nous avons cependant constaté une faible variabilité de la durée des prêts. En effet, 88,13 % des prêts possèdent des maturités comprises entre 11 et 13 mois.

Le coefficient de l'ancienneté du groupe emprunteur (*AGEGP*) est positif et significatif. On s'attend en effet à ce que les liens sociaux et autres avantages du groupe tel que le partage d'information, croissent avec l'ancienneté du groupe. Cependant, comme nous l'avons vu plus haut, cette ancienneté du groupe a une influence négative sur la performance de remboursement. Si les IMFs veulent attribuer des prêts plus importants aux membres des groupes avec lesquels elles ont des relations bien établies, elles doivent également développer des incitations spécifiques à leurs emprunteurs expérimentés afin d'obtenir de meilleurs taux de remboursement.

L'homogénéité des groupes en terme d'âge (*SAMEAGE*) a une influence positive sur le montant des prêts alors que l'homogénéité du groupe en terme d'éducation (*SAMEEDU*) présente un impact négatif sur le montant des prêts. Cependant, comme nous l'avons montré dans l'analyse précédente, ces facteurs n'ont pas une influence significative dans la détermination du taux de remboursement. De nombreuses IMFs privilégient la constitution de groupes homogènes¹ et il serait nécessaire de conduire des recherches complémentaires pour savoir quel type d'homogénéité, s'il en existe, est désirable.

L'accès aux services non financiers (*NFSL*, *NFSH*) démontre une influence positive sur le montant du prêt. Ces services peuvent en effet améliorer les capacités des emprunteurs et ainsi améliorer leur probabilité de succès dans la conduite de leur projet comme le montre l'analyse des performances de remboursement. Le montant du précédent prêt (*PREVLOAN*) a une influence positive et significative sur le montant du nouveau prêt. Cela s'explique par la méthodologie employée par les IMFs qui augmentent la taille des prêts accessibles à chaque nouveau cycle de prêt. Les IMFs utilisent aussi des intervalles de montant de prêts différents pour un cycle d'emprunt donné, en fonction de la résidence de l'emprunteur dans une municipalité, dans une zone semi rurale ou dans une zone reculée. Le montant des précédents prêts contient cette information.

Comme les IMFs ont tendance à augmenter systématiquement le montant des prêts avec le cycle d'emprunt, il peut être plus approprié d'analyser les méthodes d'attribution à partir des variations des montants des prêts pour différents cycles de prêt. Les Spécifications II à IV présentent les méthodes alternatives d'analyse de l'attribution des prêts

1. La Constitution de la Grameen Bank, reproduite dans Rahman (1999, p. 161) énonce par exemple que « tous les groupes devront être formés avec des personnes partageant les mêmes opinions (*like-minded*), qui sont dans une situation économique similaire et ont confiance entre elles. »

basées sur la dispersion autour du montant moyen des prêts de l'IMF pour le cycle de prêt (spécification II), sur le montant des prêts pour le sous échantillon des prêts correspondant au premier cycle de crédit (spécification III) et au second cycle (spécification IV). Ces spécifications alternatives confirment nos précédents résultats. La valeur du précédent prêt (*PREVLOAN*) semble ainsi suffisante pour prendre en compte les mécanismes incitatifs dynamiques dans l'estimation de l'attribution des prêts à travers le montant du prêt.

6. CONCLUSION

Les programmes de microfinance sont maintenant un élément clé des stratégies de lutte contre la pauvreté. Les innovations financières qu'ils utilisent, que ce soient les prêts groupés, l'utilisation de services non financiers ou de mécanismes incitatifs dynamiques ont accru l'intérêt des gouvernements et des chercheurs en tant que moyens de lutte contre la pauvreté, de façon viable financièrement. Dans cette étude, nous avons testé le pouvoir explicatif des modèles théoriques qui attribuent les performances de remboursement des IMFs à ces innovations financières. Nous avons utilisé des données de ménage qui nous ont permis de construire des variables de performance de remboursement détaillées.

Nos résultats suggèrent que l'accès aux services non financiers a un impact positif sur la performance de remboursement ce qui plaide en faveur de stratégies de développement intégrées. Dispenser de tels services est cependant coûteux et des recherches complémentaires sont nécessaires pour évaluer les coûts et bénéfices associés aux différents services non financiers. Des études sont également nécessaires pour définir quelle est la meilleure structure institutionnelle pour fournir ces services : les IMFs doivent-elles dispenser elles-mêmes ces services ou doivent-ils être fournis par des ONGs distinctes avec lesquelles les IMFs travailleraient en partenariat ?

Nos résultats ont aussi montré que les IMFs attribuent des prêts plus élevés lorsque l'ancienneté des groupes de prêt augmente. Cela peut être justifié par l'usage des mécanismes incitatifs dynamiques dans la mesure où le nombre de prêts attribués croit en général avec l'âge du groupe. Nous avons également montré que l'âge du groupe avait un impact négatif sur le taux de remboursement. Cela nous conduit à penser que les IMFs doivent mettre en place de nouveaux mécanismes incitatifs pour leurs emprunteurs expérimentés.

Un autre point important de cette étude est que les IMFs ont tendance à attribuer des prêts plus importants aux groupes les plus homogènes en terme d'âge. Cependant, nous avons vu que l'homogénéité des groupes n'affectait pas la performance de remboursement de façon significative. Nous n'avons pas soulevé la question relative à l'influence positive de l'homogénéité du groupe en terme de risque sur le taux de rem-

boursement (Ghatak, 1999). Néanmoins, l'étude de Zeller (1998) comme celle de Sharma et Zeller (1997), sur des données de Madagascar et du Bangladesh, mettent en évidence l'influence négative de ce type d'homogénéité sur le taux de remboursement. Comme l'homogénéité est recherchée lors de la formation des groupes de prêt par de nombreux programmes de microfinance, des recherches complémentaires doivent être entreprises pour définir quel type d'homogénéité peut influencer de manière positive la performance de remboursement des emprunteurs.

Le succès des programmes de microfinance sur la mise en place des prêts aux populations pauvres tient en grande partie à une méthodologie appropriée. L'influence négative du montant du prêt et de l'ancienneté des groupes de prêt sur le taux de remboursement nous incite à penser que cette méthodologie devient incomplète pour une clientèle plus expérimentée.

BIBLIOGRAPHIE

- Bratton M., « Financing Smallholder Production: A Comparison of Individual and Group Credit Schemes in Zimbabwe », *Public Administration and Development*, n° 6, 1986, p. 115-132.
- Diagne A., Chimombo W., Simtowe F. et Mataya C., *Design and Sustainability Issues of Rural Credit and Saving Programs for the Poor in Malawi: An Action-oriented Research Project*, Washington, IFPRI, 2000.
- Freimer M. et Gordon M.-J., « Why Bankers Ration Credit », *Quarterly Journal of Economics*, n° 79, 1965, p. 397-416.
- Khandker S.-R., Khalily B. et Khan K., « Grameen Bank: Performance and Sustainability », *World Bank Discussion Paper*, n° 306, 1994.
- Matin I., « Repayment Performance of Grameen Bank Borrowers: The Unzipped' State », *Savings and Development*, n° 4, 1997, p. 451-473.
- Paxton J.A., « *Determinants of Successful Group Loan Repayment: an Application to Burkina Faso* », Thèse de doctorat, The Ohio State University, 1996.
- Pitt M.-M. et Khandker S.-R., « The Impact of Group-based Credit Programs on the Poor Households in Bangladesh: does the Gender of Participants Matter? », *Journal of Political Economy*, n° 106 (5), 1998, p. 958-996.
- Rahman A., *Women and Microcredit in Rural Bangladesh: An Anthropological Study of Grameen Bank Lending*, Boulder, Westview Press, 1999.
- Sharma M. et Zeller M., « Repayment Performance in Group-based Credit Programs in Bangladesh: An Empirical Analysis », *World Development*, n° 25 (10), 1997, p. 1731-1742.
- Smith R.-J. et Blundell R.-W., « An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply », *Econometrica*, n° 54 (3), 1986, p. 679-685.
- Wenner M., « Group Credit: a Means to Improve Information Transfer and Loan Repayment Performance », *Journal of Development Studies*, n° 32, 1995, p. 263-281.

- Wydick B., « Can Social Cohesion be Harnessed to Repair Market Failures? Evidence from Group Lending in Guatemala », *The Economic Journal*, n° 109, 1999, p. 463-475.
- Zeller M., « Determinant of Repayment Performance in Credit Groups: The Role of Program Design, Intragroup Risk Pooling, and Social Cohesion », *Economic Development and Cultural Change*, n° 46 (3), 1998, p. 599-621.

RESPONSABILITÉ CONJOINTE ET PERFORMANCE DES GROUPES DE CRÉDIT

Léandre Bassolé¹

Dans son *Rapport sur le Développement dans le monde 2000/2001*, consacré à la pauvreté, la Banque mondiale relève que « sur les 6 milliards d'habitants de la planète, 2,8 milliards, soit presque la moitié, disposent de moins de 2 dollars par jour pour vivre, et 1,2 milliard ont moins de 1 dollar ». Le constat dans la grande majorité des pays en développement, montre que les politiques économiques et sociales n'ont pas permis d'améliorer de manière significative les conditions de vie des populations, particulièrement dans les zones rurales. Pour réduire la pauvreté, de nombreuses interventions sont pourtant possibles. Cependant, l'un des principaux obstacles à une participation accrue des plus défavorisés au développement économique est leur difficulté d'accéder à des ressources financières. La majorité des populations pauvres n'intéresse pas le secteur bancaire classique.

En Afrique, par exemple, 90 % de la population, voire 100 % en milieu rural, n'ont pas accès aux services financiers des banques (Gentil et Servet, 2002). Cela n'est pas le résultat d'une volonté d'exclusion, mais provient du fait que ce service n'a pas de rentabilité pour une banque soumise à des contraintes de profitabilité immédiate et à certains ratios prudentiels. Les populations sont dans l'impossibilité de donner une garantie matérielle dont la valeur permettra de couvrir le prêt en cas de problème de remboursement. À cela s'ajoute, la difficulté des banques à sanctionner l'emprunteur défaillant. Au-delà de la perte de l'accès au crédit, des sanctions supplémentaires engendreraient des coûts plus importants que la valeur réelle du prêt. Enfin, les coûts de transaction individuels de ces prêts de petite taille sont très élevés. D'où l'émergence de la microfinance, qui apparaît comme un secteur intermédiaire pouvant satisfaire les besoins importants de services financiers pour ceux qui n'ont pas accès au secteur bancaire.

1. CERDI-CNRS, Université d'Auvergne – 65, Boulevard François Mitterrand, 63000 Clermont-Ferrand, L.Bassolle@u-clermont1.fr. Cet article est issu de mon Mémoire de DEA soutenu en septembre 2003. Tous mes remerciements aux Professeurs Jean-Louis Arcand, Adama Diaw et Patrick Plane, au Docteur Aliou Diagne pour leurs critiques et commentaires pertinents. Je remercie également Maria Dontcheva, Aurélien Beko, Issa Faye, Thierno Deme, Fousseini Traore, Paul Gyselink pour leurs observations

La microfinance s'est développée en tant qu'approche du développement économique qui s'intéresse spécifiquement aux populations à faible revenu. Les services fournis comprennent généralement les dépôts d'épargne monétaire et la gestion des crédits. Au-delà de leur fonction d'intermédiaire financier de nombreuses institutions de microfinance (IMFs) jouent un rôle d'intermédiation sociale à travers le groupement de personnes, le renforcement de la confiance, la formation dans le domaine financier et la gestion des compétences au sein d'un groupe. Mais il est intéressant de savoir comment les IMFs font face aux problèmes précités qui empêchent l'accès des populations pauvres aux prêts des banques commerciales classiques ? Quel est le mécanisme d'offre de crédit qui facilite l'accès de ces populations aux prêts des IMFs ? Au lieu de faire des prêts individuels, la plupart des IMFs choisissent de prêter à des groupes pauvres conjointement responsables du prêt octroyé. Chaque membre reçoit un prêt, de façon individuelle, à la condition d'accepter la responsabilité du remboursement des crédits accordés aux autres membres. Si le groupe n'arrive pas à rembourser totalement les prêts, il est pénalisé et perd l'accès au crédit futur.

Ce choix de crédit de groupe avec co-responsabilité permet de pallier les problèmes que rencontrent les banques commerciales. Le crédit de groupe¹ utilise en effet le capital social au sein des communautés pour avoir des informations sur les emprunteurs, ce qui lui confère la capacité de réduire les problèmes traditionnels d'asymétries informationnelles (Narajan et Pritchett, 1999). Ce capital social permet une meilleure circulation de l'information entre le prêteur et l'emprunteur; il réduit les problèmes de sélection adverse et de hasard moral dans le marché du crédit. À partir de ce capital social, le crédit de groupe avec co-responsabilité devient une garantie de remboursement pour le prêteur. La formation du groupe revient aux membres, et permet l'utilisation de l'information locale afin de connaître le type (niveau de risque) de chaque emprunteur. Cette auto sélection peut aboutir : soit à des groupes homogènes de même type (Ghatak, 1999), soit à des groupes hétérogènes et homogènes (Sadoulet et Carpenter, 2001). Après la signature du contrat, pour éviter l'opportunisme, c'est-à-dire le hasard moral, la responsabilité conjointe autorise une surveillance mutuelle et une pression des pairs qui facilitent le respect de l'arrangement contractuel (Stiglitz, 1990 ; Besley et Coate, 1995 ; Diagne, 1998). Enfin, la responsabilité conjointe rend possible des actions d'entraide mutuelle auprès des membres qui rencontrent des difficultés de remboursement. Ces différents facteurs de la coresponsabilité permettent d'améliorer la performance de remboursement, ce qui pérennise l'activité de crédit et lui confère la capacité de réduire la pauvreté.

1. Le crédit de groupe ne permet pas seulement l'accès des pauvres au crédit afin de pouvoir financer des activités génératrices de revenus, mais est un facteur de cohésion sociale dans les communautés rurales (Rhyne et Otero, 1994 ; Bhatt et Tang, 1998).

De récentes études théoriques¹ ont montré que les principes qui soutiennent le mécanisme de crédit de groupe avec coresponsabilité aboutissent à une performance très importante en matière de remboursement. L'intérêt accordé au crédit de groupe s'explique en grande partie par le succès du programme de crédit mis en place par la Gramen Bank² au Bangladesh. Selon Pitt et Khander (1996), à la suite de ces expériences, les programmes de prêts de groupe avec coresponsabilité ont été mis en place de façon relativement satisfaisante au Cameroun, en Corée du Sud, et en Malaisie. Dans ces pays, les taux de remboursement avoisinent 95 %. Mais, des systèmes similaires d'offre de crédit aux populations pauvres ont rencontré de nombreuses difficultés de remboursement en Inde, et en Égypte, au Venezuela, au Kenya, au Lesotho, et enfin au Malawi qui nous intéresse plus particulièrement ici.

En effet, la Compagnie Financière Rurale du Malawi (MRFC) a dupliqué le principe de crédit de groupe avec co-responsabilité en zone rurale. Malgré l'utilisation de cette méthode, les taux de remboursement des groupes ne correspondent pas aux objectifs escomptés. Depuis la création du MRFC en 1994, les taux de remboursement des programmes suivent une tendance décroissante importante : 89 % en 1995, mais seulement 70 % en 1998. Au vu de cette situation, il convient de s'interroger sur les raisons de cette non-performance : (i) quels ont été les effets de la co-responsabilité sur le comportement des groupes de crédit ? quelle est la raison de la baisse du taux de remboursement ? (ii) existerait-il enfin une alternative à la co-responsabilité dans le crédit de groupe ?

Au vu de l'importance de ces questions, nous analysons, dans une première section, les arguments théoriques et empiriques relatifs à la coresponsabilité et la performance du crédit de groupe en matière de remboursement. Dans une seconde section, nous présentons les données, et testons les effets des facteurs de la co-responsabilité.

1. LA CORESPONSABILITÉ : ARGUMENTS THÉORIQUES ET EMPIRIQUES.

1.1. Coresponsabilité dans le crédit de groupe

L'existence d'asymétrie d'information est cruciale dans les analyses du fonctionnement du marché de crédit. On parle de sélection adverse quand certaines caractéristiques de l'emprunteur ne sont pas parfaitement connues du prêteur, mais affectent sa probabilité de remboursement. Les modèles de référence supposent, par exemple, que les emprunteurs ont une information privée qui concerne soit leurs caractéristiques

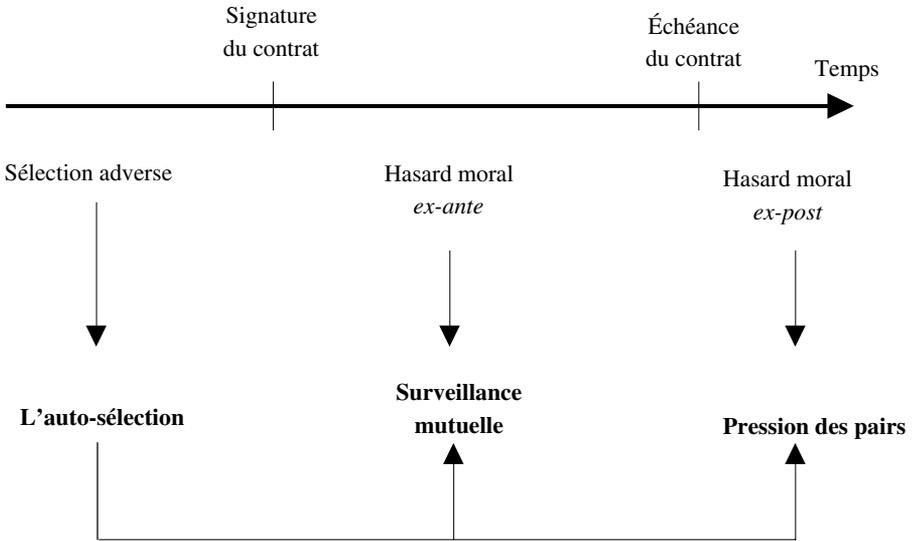
1. Pour une revue de la littérature sur le sujet, se rapporter à Morduch (1999).

2. Pitt et Khander (1996) présentent une description détaillée et une évaluation empirique de la Gramen Bank du Bangladesh.

téristiques intrinsèques (Jaffee et Russel, 1976), soit les caractéristiques de leurs projets d'investissement (Stiglitz et Weiss, 1981). Dans un contrat de micro-crédit, le prêteur peut faire face à ce problème d'asymétrie d'information en offrant un lot de contrats avec des termes différents, qui permettent de séparer les bons emprunteurs des mauvais. Par le mécanisme du crédit de groupe, le prêteur arrive à réduire, voire à éliminer la sélection adverse, tout en déléguant la formation du groupe aux membres (figure 1).

Ce principe d'auto-sélection utilise l'information locale privée, à laquelle le prêteur n'a pas accès (ou du moins non sans coût) pour différencier les types d'emprunteurs. Hoff et Stiglitz (1990), ont montré que les emprunteurs détiennent assez d'informations sur leurs partenaires et sur la structure du marché du crédit de leur localité. De ce fait, le crédit de groupe avec co-responsabilité permet la formation de groupes homogènes où tous les membres ont une parfaite information sur les caractéristiques de leurs partenaires : le risque du projet, le niveau de solvabilité (Varian, 1990 ; Van Tassel, 1999 ; Ghatak, 1999 ; Ghatak et Guinnane, 1999). Une fois que le prêt est octroyé, le rendement du projet dépend de l'action de l'emprunteur, de son comportement, et du niveau d'effort. De façon classique, on s'attendrait à ce que l'emprunteur choisisse des actions qui égalisent le bénéfice marginal et le coût marginal. En situation d'asymétrie informationnelle, cette prévision ne se réalise pas nécessairement, et dans un contrat sans garantie, l'emprunteur et le prêteur n'ont pas le même objectif (Ghatak et Guinnane, 1999). L'emprunteur n'internalisant pas entièrement les coûts d'échec du projet, il peut entreprendre des actions concourant à l'échec du projet financé ; on parle alors de hasard moral. Dans la dynamique du contrat de crédit, nous avons deux types de hasard moral (Conning, 2000 : le hasard *ex-ante* et le hasard moral *ex-post* (figure 1).

Le hasard moral *ex-ante* apparaît avant l'échéance du contrat. Les membres du groupe utilisent par exemple le prêt à d'autres fins que le projet. Ce type de hasard moral est expliqué par le fait que l'information du prêteur sur les actions et le niveau d'effort potentiel des emprunteurs est imparfaite. Pour faire face à ce problème de comportement opportuniste, le prêteur peut procéder à une surveillance des emprunteurs après que le crédit soit octroyé. Mais la présence d'asymétries informationnelles rend toutefois cette surveillance coûteuse. Dans le mécanisme de crédit avec coresponsabilité, le prêteur délègue cette surveillance aux membres du groupe. Pour Stiglitz (1990) et Armendàriz de Aghion (1999), la co-responsabilité améliore la surveillance mutuelle et contribue à des choix de projets efficaces. En sachant que le groupe perd l'accès au crédit futur si au moins un membre est défaillant, des efforts de contrôle mutuel sont exercés afin d'obtenir un signal concernant l'effort de production des pairs.

Figure 1. – Dynamique du Contrat de Crédit de Groupe¹

La question du hasard moral *ex-post* apparaît lorsque, à l'échéance, certains membres ne peuvent pas (échec du projet), ou décident volontairement de ne pas rembourser le prêt. Le prêteur est incapable de savoir si l'échec est dû à des raisons légitimes, tels que des chocs idiosyncratiques, ou au comportement stratégique de l'emprunteur. La coresponsabilité dans le crédit de groupe permet encore de pallier ce problème. Du fait de leur proximité, les membres du groupe ont une position privilégiée pour obtenir des informations concernant les activités de leurs pairs, permettre une surveillance efficace des actions entreprises et même exercer des pressions pour obliger certains membres à respecter leur contrat et réduire le hasard moral *ex-post* (Bowles, Carpenter et Gintis, 2001). Si la coresponsabilité dans le crédit de groupe limite l'incidence économique des asymétries informationnelles, il convient alors de se demander pourquoi la coresponsabilité n'améliore pas nécessairement les taux de remboursement.

1. Source : Léandre Bassolé.

1.2. Problème de Défaut Stratégique

Le problème de défaut stratégique a été analysé par Diagne (1998), Besley et Coate (1995). Il se définit par l'absence de volonté de la part de l'emprunteur de respecter son contrat malgré la réussite de son projet. Besley et Coate (1995) constatent un effet négatif de la co-responsabilité sur le niveau de remboursement. Cette défaillance stratégique serait due à certains membres qui n'entendent pas supporter le remboursement d'un autre partenaire défaillant, entraînant par la même la défaillance de tout le groupe. Ces auteurs conçoivent un modèle de théorie des jeux avec deux emprunteurs homogènes au sein d'un groupe, où le choix ne porte pas sur le type du projet mais sur la volonté de rembourser ou pas l'emprunt. Le modèle prévoit une sanction¹ du ou des membre(s) défaillant(s). L'emprunteur maximise son utilité (lorsqu'il rembourse) par rapport à deux contraintes : l'information sur le choix possible de son partenaire et le montant de la sanction infligée par le prêteur. Un emprunteur dont le projet réussit, tandis que celui de son partenaire échoue et que la sanction est inférieure au remboursement, choisit de ne pas rembourser sa part de sorte que le groupe est défaillant. On remarque que l'élément principal de cette défaillance stratégique procède de l'obligation de payer pour le partenaire, ce qui est l'essence de la co-responsabilité.

Diagne (1998) analyse la défaillance stratégique dans une optique totalement différente de Besley et Coate (1995). Les analyses qui précèdent mettaient l'accent sur l'avantage d'information que possèdent les membres du groupe par rapport au prêteur, c'est-à-dire une asymétrie informationnelle entre le groupe et l'institution de micro-finance. Pour Diagne (1998), la défaillance stratégique est due à l'existence d'une forme d'asymétrie informationnelle jusque là non analysée dans la théorie économique sur le crédit de groupe. Il s'agit de l'information imparfaite et asymétrique entre les membres au sein du groupe concernant la volonté de rembourser de leur partenaire. Il considère que la principale raison de défaillance dans le crédit de groupe n'est pas l'incapacité, mais l'absence de volonté à rembourser le crédit. Le fait que l'information sur la volonté à rembourser est privée, les membres du groupe ne sont pas sûrs des intentions de remboursement de leurs pairs, même s'ils ont une parfaite information sur leurs capacités à rembourser. Si un membre a des doutes sur la volonté d'au moins un partenaire, il est optimal pour lui de ne pas respecter son contrat. Car s'il rembourse sa part r et qu'au moins un membre est défaillant et que la pression des pairs n'a pas eu d'effet positif, tout le groupe est considéré comme défaillant et son utilité se retrouve réduite de $U(r)$. Par contre

1. Soit Y la production issue des projets financés. Le prêteur impose une pénalité en cas de défaillance d'un membre de $c_o(Y)$. Il est supposé que $c_o(Y) < Y$ et $c'_o(Y) > 0$: le niveau de la pénalité augmente avec la production mais reste toujours inférieur à cette dernière.

s'il décide de ne pas rembourser, il perd toujours le crédit futur, mais cette fois-ci son utilité est intacte, ce qui est optimal pour lui. À la différence de Besley et Coate (1995), l'élément capital qui entraîne la défaillance stratégique est l'absence d'importance pour le crédit futur. Or, l'accès au crédit futur est une incitation utilisée pour le remboursement dans le crédit de groupe avec coresponsabilité. Ces deux études montrent clairement que l'inefficacité de la coresponsabilité à améliorer la performance du groupe réside dans les règles mêmes qui la fondent.

2. RÉSULTATS EMPIRIQUES

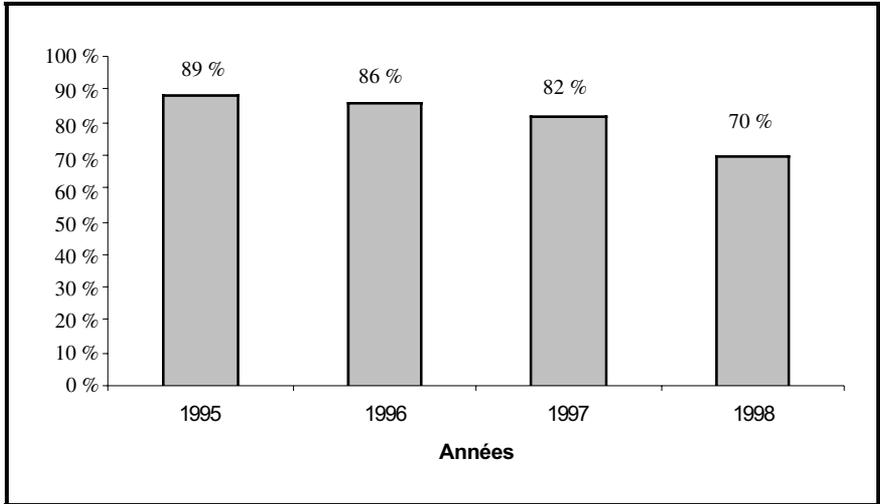
2.1. Données utilisées

Les données utilisées dans cette étude proviennent du MRFC¹. Créé en 1994, le MRFC regroupe plusieurs programmes de microfinance. L'enquête a été réalisée par Diagne, Simtowe, Chimombo et Mataya de juin 1998 à août 1999 auprès de 96 groupes de crédit, provenant de trois programmes : *Seasonal Agriculture Loans*, *Mudzi Seasonal Agriculture* et *Mudzi Non-Farm Business*. La différence principale entre les programmes porte sur le type réducteur d'activité agricole (tabac, maïs, coton, riz). Les groupes ont été sélectionnés selon les niveaux de remboursement de la période 1996/1997 au sein de trois strates : les groupes à remboursement total (tous les membres ont honoré leur contrat de prêt de 1996/1997), les groupes à remboursement partiel (certains membres du groupe n'ont pas remboursé leur prêt de la période 1996/1997 au début de l'enquête) et les groupes de défaillance totale (aucun membre du groupe n'a remboursé son prêt de la période 1996/1987 au début de l'enquête). La sélection des échantillons a été aléatoire au sein de ces strates, et les informations recueillies lors de l'enquête couvrent la période de 1995 à 1999.

Malgré l'application des principes de coresponsabilité, les groupes des programmes de crédit du MRFC ne présentent pas des taux de remboursement satisfaisants. En effet, une année après sa création, la proportion des membres au sein des groupes qui rembourse totalement leur prêt a décru de 89 % en 1995 à 70 % en 1998 (figure 2). Cela a entraîné une augmentation du taux de défaillance externe de 11 % à 30 %.

1. Malawi Rural Finance Company.

Figure 2. – Évolution du Taux de remboursement de 1995-1998



Source : RDD/IFPRI 1998 Rural Finance Survey.

Une analyse des raisons de cette défaillance croissante (tableau 1) permet de comprendre qu'au sein des groupes, la principale cause n'est pas l'incapacité de respecter son contrat, mais l'absence de volonté à le respecter nonobstant le succès du projet financé (soit 25 % des causes de défaillance). Cela voudrait dire que les emprunteurs au sein des groupes sont davantage tentés par la défaillance stratégique en présence de coresponsabilité. Ces problèmes de défaillance sont plus importants dans les groupes d'activité agricole de type « maïs » (37 %). Après la défaillance stratégique, cette baisse du taux de remboursement s'explique par l'absence de profits suffisants (24 %) et les causes naturelles (21 %). L'absence de profits suffisants est une raison importante dans les groupes d'activités non-agricoles (36 %), alors que les causes naturelles sont plus fréquentes dans les groupes de coton/riz (41 %) et de maïs (38 %).

Tableau 1. – Principales raisons de défaillance au sein des groupes de crédits

	Total	Type de groupe			
		Tabac	Maïs	Coton/Riz	Activités non agricoles
Absence de volonté	25 %	22 %	37 %	15 %	21 %
Profit insuffisant	24 %	21 %	13 %	27 %	36 %
Causes naturelles	21 %	21 %	38 %	41 %	8 %

Source : RDD/IFPRI 1998 Rural Finance Survey.

2.2. Analyse économétrique

Compte tenu des éléments d'analyse qui précèdent, l'étude empirique essaiera de tester les deux propositions suivantes.

- **Hypothèse 1** : en situation de coresponsabilité dans un contrat de crédit de groupe, l'auto-sélection, la surveillance mutuelle, la pression des pairs et l'entraide mutuelle permettent d'améliorer le taux de remboursement.

- **Hypothèse 2** : la perte de d'accès au crédit futur en cas de défaillance d'au moins un membre augmente les problèmes de défaillance stratégique, ce qui détériore le taux de remboursement du groupe.

Pour analyser les effets des règles de coresponsabilité sur la performance du groupe de crédit, nous considérons deux types de taux de défaillance : au niveau interne, c'est-à-dire la défaillance entre les membres du groupe (défaillance interne), et au niveau externe, vis-à-vis de l'institution de crédit (défaillance externe). Ce choix nous permet de mieux saisir la dynamique du mécanisme de remboursement au sein du groupe. En effet, nous avons deux niveaux de remboursement ; à l'échéance du contrat, le groupe des emprunteurs choisit la même stratégie, rembourser ou ne pas rembourser le prêt. Le groupe sera alors considéré comme défaillant ou pas. Si les emprunteurs choisissent des stratégies différentes, on se retrouve à un second niveau de remboursement. Ceux qui remboursent au premier niveau font jouer la pression des pairs afin que les autres respectent leur contrat, ou leur viennent en aide par la clause de l'entraide mutuelle pour que le groupe ne perde pas l'opportunité des crédits futurs. À ce stade du remboursement, le niveau de la pression des pairs et la possible entraide mutuelle sont fonction de la valeur que les bons emprunteurs accordent au crédit futur.

$$y_{1i} = \alpha_1 + x_i\beta + c_i\gamma + \varepsilon_{1i} \quad \text{défaillance interne}$$

$$y_{2i} = \alpha_2 + x_i\beta + c_i\gamma + \varepsilon_{2i} \quad \text{défaillance externe}$$

avec y_1 et y_2 les variables binaires de défaillance interne et externe ; x_i est le vecteur des déterminants de la coresponsabilité à savoir: l'auto sélection, la pression des pairs, la surveillance mutuelle et la défaillance stratégique, c_i est le vecteur des variables de contrôle.

Nous utilisons les mêmes variables explicatives dans les deux modèles, ce qui permet certes de tester les propositions, mais également de saisir la dynamique du remboursement du groupe. Si le coefficient de la pression des pairs est statistiquement significatif dans le modèle 1, cela peut s'expliquer par le fait que les individus sensibles à l'obtention de crédits futurs exercent une pression *ex ante* sur leurs partenaires pour qu'ils choisissent des projets moins risqués. Si le coefficient de la variable est statistiquement significatif dans le modèle 2, on met évidence

une pression *ex post*. Autrement dit les pairs font pression lorsque les problèmes de remboursement se manifestent.

Tableau 2. – Effets marginaux du Modèle Logit de Défaillance

Variables explicatives	Moyenne (écart-type)	Variables dépendantes	
		Défaillance interne	Défaillance externe
Déterminants : test de significativité jointe (probabilité)		0,000	0,001
Auto-sélection	0,407 (0,492)	- 0,092 (1,04)	- 0,018 (0,30)
Volonté d'appliquer la pression des pairs	0,281 (0,450)	- 0,168 (1,75)	- 0,181 (2,72)
Effet de la pression des pairs	0,376 (0,485)	- 0,283 (3,37)	- 0,018 (0,31)
Surveillance mutuelle	0,137 (0,218)	- 0,598 (2,20)	- 0,376 (2,34)
Entraide mutuelle	6,558 (2,775)	- 0,021 (1,19)	- 0,035 (3,29)
Défaillance stratégique	0,210 (0,326)	0,304 (2,28)	0,038 (0,45)
Contrôle : test de significativité jointe (Probabilité)		0,014	0,043
Activité commune	0,562 (0,497)	0,196 (2,16)	0,020 (0,36)
Taille du groupe	17,757 (5,794)	0,010 (1,30)	0,003 (0,76)
Maïs	0,145 (0,353)	0,488 (4,25)	0,175 (1,87)
Coton/Riz	0,045 (0,208)	0,524 (3,85)	0,376 (2,90)
Activité non agricole	0,306 (0,462)	0,281 (2,71)	0,004 (0,07)
Pseudo- R^2 (% prédictions correctes)		0,16 (66,33)	0,18 (78,39)
Test de significativité jointe		0,000	0,000
Nombre de groupes de crédits		199	199

Les nombres entre parenthèses dans les colonnes 3 et 4 représentent des *t*-statistiques.

2.2.1. Défaillance interne

La surveillance mutuelle au sein du groupe est une variable continue qui représente le pourcentage des membres qui ne connaissent pas la composition du groupe lors du cycle de prêt. Moins les membres ont de l'information sur la composition du groupe, plus ils sont incités à se surveiller mutuellement. La colonne 2 du tableau 2 permet de constater qu'au sein des groupes, en moyenne 13 % des membres ont une information limitée sur leurs partenaires. Cette incitation à la surveillance

mutuelle devrait améliorer la performance du groupe tout en limitant les problèmes de hasard moral *ex-ante*, elle agit négativement et significativement (5 %) sur la probabilité de défaillance interne. La surveillance mutuelle améliore la performance du groupe en matière de remboursement.

La pression des pairs est prise en compte par deux variables. La première est une variable binaire et renseigne sur la volonté des emprunteurs à appliquer la pression des pairs au cas où un membre serait défaillant. Au sein des groupes, moins de la moitié (28 %) des membres sont fermes sur leur volonté de mettre en pratique ce principe de la coresponsabilité (tableau 2). Les résultats permettent de constater que cette volonté améliore la probabilité de remboursement de façon significative (10 %). Si les membres du groupe ont une grande volonté d'appliquer la pression des pairs, ils peuvent donc faire face aux problèmes que la surveillance mutuelle aurait constaté sur le comportement de certains membres. En plus de l'information sur la volonté potentielle à exécuter la pression des pairs, nous avons essayé d'analyser l'effet de cette pression sur les défaillants. Malgré le faible niveau de la volonté d'appliquer ce principe de crédit de groupe, le pourcentage d'emprunteurs sûrs de l'effet positif (contraindre le défaillant à rembourser) est de 37 % (tableau 2).

L'effet de la pression des pairs est très positif sur le comportement des emprunteurs susceptibles de faire défaut à l'échéance du contrat (significatif à 1 %). Plus les membres sont sûrs de l'efficacité de la pression des pairs, mieux sera le taux de remboursement interne. Pour contrôler l'effet des risques naturels, nous recourons à la corrélation des activités au sein du groupe « Activité commune ». On s'attendrait, dans un premier temps, à ce qu'elle réduise le taux de remboursement (problème de risque covariant). Mais, l'utilisation de cette variable peut avoir un autre effet. On considère que la corrélation des activités permet de faciliter la surveillance au sein du groupe ; et donc cette corrélation améliore le taux de remboursement.

Le comportement de défaillance stratégique est pris en compte par la variable continue qui représente la proportion des emprunteurs au sein d'un groupe qui sont sûrs à 100 % que les non-défaillants au sein du groupe n'auront pas accès au crédit futur si au moins un des membres est défaillant (coresponsabilité totale). Comme l'approche théorique l'a montré, la coresponsabilité en situation d'information imparfaite sur les intentions des partenaires, peut conduire à une défaillance stratégique des bons emprunteurs. Même s'il n'existe pas d'information imparfaite et incomplète sur les intentions, on assistera à un remboursement total si et seulement si, tous les membres accordent de l'importance au crédit futur. Cette hypothèse de l'existence d'un comportement de défaillance stratégique se vérifie au niveau des résultats dans la mesure où cette variable agit positivement et significativement sur la probabilité de

défaillance interne. Une analyse statistique permet de remarquer que malgré les effets positifs des facteurs de la coresponsabilité sur la probabilité de remboursement, le taux de remboursement a décliné de 89 % depuis la création du MFRC à 70 % en 1998 (figure 2). Au sein des groupes, la principale raison de défaillance, n'est pas l'incapacité d'honorer le contrat dû à l'échec du projet, mais l'absence de volonté à le respecter (25 % des causes de défaillance). Les emprunteurs seraient donc portés à davantage de défaillance stratégique en présence de coresponsabilité.

2.2.2. Défaillance externe

Dans la logique de la coresponsabilité, les problèmes internes au groupe ne devraient pas affecter l'institution de crédit si les membres décident réellement de coopérer. La volonté d'appliquer la pression des pairs après l'échéance du contrat agit négativement (significatif à 1 %) sur la probabilité de faire défaut (tableau 2). En effet, lorsque les problèmes de remboursement existent au sein du groupe, la non-passivité des emprunteurs face aux sanctions potentielles résultant de la pression des pairs, permet au groupe de réduire ses problèmes et de respecter son contrat avec l'institution de crédit. L'entraide mutuelle au sein du groupe est saisie à partir d'une variable continue qui capte le niveau de l'entraide lorsque la pression des pairs, après l'échéance du contrat, ne réussit pas à obliger un défaillant à respecter son contrat de crédit. Elle permet d'améliorer la performance des groupes de crédit (significatif à 5 %). L'absence d'effet positif de la pression des pairs pourrait s'expliquer par le fait que la cause du problème de remboursement *ex-ante* émane de phénomènes qui ne sont pas sous son contrôle (sécheresse, mauvaise récolte, etc.). Face à cette situation, la coopération au sein du groupe peut jouer en sa faveur. C'est en cela que l'entraide mutuelle permet d'améliorer le niveau de remboursement du groupe. Si l'échec de la pression a pour cause un refus de l'emprunteur d'honorer ses obligations, l'entraide mutuelle pourrait jouer positivement sous réserve toutefois qu'un pourcentage élevé du groupe accorde une importance au crédit futur.

2. CONCLUSIONS ET RECOMMANDATIONS

Cette étude a permis d'analyser les effets de la coresponsabilité sur la performance du crédit de groupe à partir de données issues des groupes de crédit de l'institution MRFC au Malawi. Le travail ne valide pas la proposition 1 de façon robuste, car l'effet de l'auto sélection n'est pas pertinent. Toutefois, on a constaté que les principaux éléments de la coresponsabilité, qui agissent positivement sur le comportement des groupes issus de l'échantillon, sont : la pression des pairs, la surveil-

lance et l'entraide mutuelle. Nous remarquons également que la pression des pairs agit en amont (interne) et en aval (externe) des problèmes de remboursement. Il en est de même de la surveillance mutuelle. Cela confirme l'analyse selon laquelle la surveillance mutuelle et la pression des pairs permettent de réduire le problème de l'aléa moral et améliorent la performance du groupe. Les résultats montrent que l'entraide mutuelle reste l'ultime recours lorsque la pression des pairs se trouve incapable de contraindre les défaillants à rembourser après l'échéance du contrat de crédit. Nonobstant ces effets positifs de la coresponsabilité sur le comportement des emprunteurs, le MRFC continuait d'avoir des taux de remboursement décroissants de cycle en cycle.

Le premier modèle a permis de comprendre les causes de cette baisse des remboursements. Les estimations économétriques valident la proposition 2 de façon robuste dans la mesure où son effet marginal sur la probabilité de défaillance reste le plus important (tableau 2). Ce constat confirme l'explication du comportement de défaillance stratégique qui trouve son origine dans les règles de la coresponsabilité. Ce constat ne doit pas être considéré comme une inefficacité totale de la responsabilité conjointe, mais doit plutôt susciter une réflexion sur la solution au problème de défaillance stratégique. Pour réduire l'asymétrie informationnelle il convient, dans un premier temps d'éviter des groupes de taille trop importante. Dans un second temps, il faut souligner l'importance de la formation des groupes. En outre, il faut éviter d'avoir des groupes se constituant autour d'emprunteurs qui exercent la même activité (risque covariant). Afin de faire face au problème de défaillance stratégique, et de protéger les bons emprunteurs, c'est-à-dire ceux qui accordent une grande importance au crédit futur, nous suggérons le relâchement d'une règle de coresponsabilité, c'est-à-dire la perte du crédit futur de tous les membres du groupe si au moins un membre est défaillant.

BIBLIOGRAPHIE

- Armendariz de Aghion B., « On the Design of a Credit Agreement with Peer Monitoring », *Journal of Development Economics*, vol. 60, n° 1, October 1999, p. 79-104.
- Besley T. et Coate S., « Group Lending, Repayment Incentives and Social Collateral », *Journal of Development Economics*, vol. 46, n° 1, February 1995, p. 1-18.
- Bhat N. et Tang S., « The Problem of Transaction Costs in Group-Based Microlending: An Institutional Perspective », *World Development*, vol. 26, n° 4, April 1998, p. 623-637.
- Bowles S., Carpenter J. et Gintis H., « Mutual Monitoring in Teams: Theory and Evidence on the Importance of Residual Claimancy and Reciprocity », *Working Paper*, January 2001.

- Conning J., *Financial Contracting and Intermediary Structures in a Rural Credit market in Chile: A Theoretical and Empirical Analysis*, Doctoral Dissertation, Yale University, 1996.
- Diagne A., *Dynamic Incentives, Peer Pressure, and Equilibrium Outcomes in Group-Based Lending Programs*, American Economic Association, 1998.
- Diagne A., Simtowe F., Chimombo W. et Mataya C., *Design and Sustainability issues of rural credit and savings programs for the poor in Malawi : An Action-Oriented Research Project*, Report, International Food Policy Research Institute, 2000.
- Ghatak M., « Group Lending, Local Information and Peer Selection », *Journal of Development Economics*, vol. 60, n° 1, October 1999, p. 27-50.
- Ghatak M. et Guinnane T., « The Economics of Lending with Joint Liability: Theory and Practice », *Journal of Development Economics*, vol. 60, n° 1, October 1999, p. 195-228.
- Hoff K. et Stiglitz J., « Moneylender and bankers: price-increasing subsidies in a monopolistically competitive market », *Journal of Development Economics*, vol. 55, n° 2, April 1998, p. 485-518.
- Morduch J., « The Microfinance Promise », *Journal of Economic Literature*, vol. 37, n° 4, 1999, p. 1569-1614.
- Narajan D. et Pritchett L., « Cents and Sociability : Household Income and Social Capital in Rural Tanzania », *Economic Development and Cultural Change*, vol. 47, n° 4, July 1999, p. 871-897
- Stiglitz J. et Weiss A., « Credit Rationing in Markets with Imperfection Information », *American Economic Review*, vol. 71, June 1981, p. 393-410.
- Stiglitz J., « Peer Monitoring and Credit Markets », *The World Bank Economic Review*, vol. 4, n° 3, September 1990, p. 351-366.
- Van Tassel E., « Group Lending Under Asymmetric Information », *Journal of Development Economics*, vol. 60, n° 1, October 1999, p. 3-25.
- Varian H., (1990), « Monitoring Agents with Other Agents », *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, vol. 146, n° 1, March 1990, p. 153-174.

TESTS D'EFFICACITÉ DU FINANCEMENT DES MICRO ET PETITES ENTREPRISES DANS LA LUTTE CONTRE LA PAUVRETÉ : UNE APPROCHE STATISTIQUE*

Touhami Abdelkhalek¹

Depuis plusieurs années déjà, et même avant le Sommet mondial sur le microcrédit de 1997, qui s'était fixé comme objectif chiffré d'atteindre 100 millions de pauvres avant l'an 2005, le financement des micro et petites entreprises est considéré comme un moyen puissant de lutte contre la pauvreté. Cependant, sur le plan scientifique, et avec la masse d'informations accumulées depuis lors, il est tout à fait naturel de s'interroger sur l'efficacité réelle de ce type de financement comme instrument de lutte contre la pauvreté.

La présomption générale, qui est parfois admise sans fondement, attribue une large part du mérite de la lutte contre la pauvreté à ce mode de financement. Toutefois, les études statistiques qui permettent de montrer ou de chiffrer les effets de ces programmes sont assez rares. La complexité méthodologique, en particulier sur le plan statistique, explique en partie cette rareté (à ce propos, voir par exemple Hulme et Mosley, 1996).

Dans un autre ordre d'idées, un peu partout à travers le monde, les systèmes de la microfinance reposent sur des institutions et sur des formes juridiques particulières. Leurs objectifs, en matière de lutte contre la pauvreté, visent à atteindre le plus grand nombre de pauvres. On reconnaît généralement que ces institutions peuvent aider à réduire la pauvreté car elles agissent dans deux directions. Le premier canal est direct puisque par le financement d'activités ces institutions favorisent les activités de production (ou parfois des activités mixtes de production ou de consommation) des ménages ou de la petite et microentreprise. Le

* Ce travail a été réalisé grâce à une subvention du Centre de Recherches pour le Développement International (CRDI), Ottawa, Canada, dans le cadre du projet intitulé *Community Oriented Financial Intermediaries (COFI)*. Mes remerciements à tous les collègues qui ont travaillé à ce même projet, pour leurs commentaires. Il s'agit de Bernardo Barona, Martin Desrochers, Klaus Fischer, Mario Lamberte et Claude Sinzogan. Je remercie également les éditeurs pour les judicieux conseils de présentation et à Andrée Desjardins qui a soigneusement révisé ce texte.

1. Professeur-chercheur à l'Institut National de Statistique et d'Économie Appliquée (INSEA), B.P. 6217, Rabat-Instituts, Rabat, Maroc.

deuxième canal est indirect et provient principalement des revenus et des emplois créés, en particulier grâce à l'accès au crédit et aux autres services par ces petites et microentreprises. Les approches statistiques que nous proposerons dans notre étude s'appuient sur ce constat préliminaire.

Par cette étude, nous désirons contribuer au développement d'une méthodologie globale qui permette d'apprécier l'impact de certaines formes d'intermédiations financières sur les petites et microentreprises¹. Il s'agit essentiellement de tester l'efficacité de ces modes de financement que ce soit sur les ménages ou de production autres que des ménages. L'accent est mis sur les très petites unités pour faire apparaître la dimension « lutte contre la pauvreté » des systèmes de financement. La principale hypothèse à tester dans ce contexte est que la disponibilité et le recours à des réseaux de crédit, surtout en milieu rural, augmente l'efficacité économique, améliore l'emploi, et en générant plus de revenus réduit la pauvreté des ménages ruraux.

Dans la section 1, nous revenons sur les structures des enquêtes statistiques qui doivent être faites pour collecter l'information utile pour approcher de façon directe les rôles, les forces et les faiblesses des systèmes de financement actuellement en place en matière d'intermédiation financière pour les petites et microentreprises dans les pays en développement. Nous présenterons brièvement les méthodes utilisées pour les enquêtes, ainsi que les structures des échantillons à observer. À la section 2, nous précisons les objectifs spécifiques des enquêtes, puis nous décrivons les principaux modules des questionnaires à utiliser. À la section 3, nous énumérons un certain nombre de méthodes statistiques et économétriques pertinentes qui peuvent être utiles pour tester l'efficacité de ces formes de financement dans la lutte contre la pauvreté. Nous exposons ensuite avec beaucoup plus de détails les contours d'applications de certaines méthodes recensées. À la section 4, nous revenons sur les approches, les mesures et les comparaisons en matière de pauvreté. Les méthodes qui y sont proposées vont des plus simples aux plus complexes, et des précisions sont apportées sur leurs forces ou leurs faiblesses méthodologiques. La section 5 est la conclusion de cette étude.

1. STRUCTURE GÉNÉRALE DES ENQUÊTES STATISTIQUES

La méthode de sondage proposée repose sur une analyse de l'organisation des systèmes d'intermédiation financière pour les petites et microentreprises. Elle tient aussi compte des difficultés statistiques

1. Appelées dans la suite ME.

associées à l'approche à utiliser pour évaluer les impacts de tout projet à dimension sociale.

Les principales hypothèses relatives aux systèmes d'intermédiation financière sont les suivantes :

- dans le pays où l'on cherche à effectuer une telle analyse, il y a plusieurs institutions de microfinance (IMF), qu'elles soient ou non organisées sous forme de réseaux de coopératives financières ou sous la forme d'organisations financières axées sur la communauté ;
- les densités géographiques des réseaux sont variées (certains réseaux peuvent être représentés dans toutes les localités, d'autres sont des réseaux très localisés, d'autres enfin peuvent être très spécialisés, etc.) ;
- une liste assez exhaustive de ces intermédiaires financiers est disponible et peut servir comme base de sondage ;
- lorsqu'une IMF est retenue dans l'échantillon enquêté, les ménages et les ME bénéficiaires des financements provenant de cette institution sont connus ;
- les employés de chaque ME bénéficiaire de financement d'une IMF sont connus et peuvent être rejoints.

Sur le plan statistique, l'évaluation des impacts des IMF orientées vers la communauté dans la lutte contre la pauvreté est une approche comparative. Dans ce contexte, comme dans toutes les sciences sociales où l'expérimentation n'est pas possible, l'on fait face à une alternative. La première branche de l'alternative cherche à comparer les situations dites « d'avant » avec les situations dites « d'après » pour chacune des unités statistiques retenues (ménages et ME). Cela se fait autant que possible en comparant les niveaux d'un ensemble d'indicateurs entre ces deux situations. La deuxième possibilité, souvent la plus utilisée, peut être qualifiée de quasi-expérimentale. Elle procède par comparaison directe entre des unités statistiques *cibles*, ou *objets*, et des unités statistiques *témoins*, ou *de contrôle*¹. Dans le cas présent on s'intéressera tant aux ménages (ou ME) bénéficiaires qu'aux ménages (ou ME) non bénéficiaires des IMF, de même qu'à certains de leurs employés. Ils seront utilisés comme des unités de contrôle à côté des unités objets des enquêtes principales.

L'objectif des questionnaires d'enquête sera donc de caractériser les différentes unités statistiques. Dans un premier temps, nous cherchons à collecter un ensemble de données sur les différentes activités et les caractéristiques organisationnelles des IMF locales. Une base de sondage, c'est-à-dire une liste aussi complète que possible, de ces unités est

1. Pour plus de détails sur cette approche et dans ce contexte, voir P. Mosley (2000).

nécessaire pour la réalisation d'un tel travail. Selon la dimension et l'étendue des réseaux des IMF dans l'espace géographique étudié, un nombre d'unités est sélectionné selon un échantillonnage aléatoire. Si l'échantillon est stratifié, les variables de stratification à retenir peuvent être différentes d'un pays à l'autre (réseau, étendue, couverture géographique, par secteur ou par activité, selon le sexe des clients, selon la nature des unités financées, etc.). En stratifiant l'échantillon, on cherche à assurer une représentativité à tous les systèmes de financement de type IMF en place en tenant compte de leurs principales caractéristiques.

La structure d'échantillonnage adoptée est donc à trois niveaux (schéma 1). En effet, et pour faciliter l'accès aux unités des deux autres niveaux (ménages et ME, puis employés des ME), le premier niveau est celui des IMF. Pour chaque institution financière retenue dans l'échantillon la liste exhaustive des clients (membres ou simples clients bénéficiaires) est établie. Cette liste n'est nécessaire que pour les IMF de l'échantillon. Chaque liste de bénéficiaires d'une IMF échantillon est ensuite stratifiée selon plusieurs caractéristiques relatives aux unités secondaires qui sont donc des ménages ou des ME. Les variables de stratification peuvent être, par exemple, le secteur d'activité, la localisation géographique, le sexe du bénéficiaire, le statut juridique de l'unité financée, etc.

Selon la structure géographique du pays, les coûts estimés pour chaque unité à évaluer, les moyens humains et matériels mobilisés, le temps alloué aux enquêtes pour chacun des pays, certaines zones et certaines localités d'enquêtes sont retenus. À partir des listes des clients bénéficiaires des IMF, deux échantillons sont ensuite sélectionnés. Le premier est relatif aux ménages bénéficiaires, l'autre est celui des ME. La méthode de tirage de ces unités peut être aléatoire simple, stratifiée, ou encore par grappes.

Comme l'approche retenue se base principalement sur la comparaison à plusieurs niveaux entre des unités *cibles* ou *objets* qui ont accès à un système d'IMF, et des unités *témoins* ou *de contrôle* qui ont presque les mêmes caractéristiques, deux sous échantillons de ces dernières unités sont retenus. Ainsi, dans chaque zone et localité couvertes une enquête, aussi large que les moyens financiers et humains le permettent, est effectuée auprès des deux types d'unités.

Au troisième niveau de cette structure d'enquête, on s'intéressera également aux employés des bénéficiaires des microfinancements. L'objectif ici est de vérifier si le système de microfinance contribue à la lutte contre la pauvreté par l'intermédiaire de l'impact qu'il peut avoir sur les employés des entreprises bénéficiaires par rapport à ceux des entreprises non bénéficiaires. Ainsi, et pour chaque entreprise qui fait partie de l'un ou l'autre des échantillons « entreprises » deux échantillons « employés » sont encore une fois choisis de façon aléatoire pour chacune des ME retenues.

2. OBJECTIFS SPÉCIFIQUES ET MODULES DES QUESTIONNAIRES

Dans la présente section, nous précisons et clarifions certains des objectifs spécifiques de chacune des enquêtes à effectuer. Nous y décrivons brièvement, et à titre indicatif, le contenu des modules des questionnaires à concevoir.

En effet, et étant donné la structure générale de l'approche statistique retenue, sept questionnaires d'enquête distincts sont à établir. Il s'agit du :

- questionnaire « IMF » à l'intention des IMF ;
- questionnaire « ménages » à l'intention des ménages bénéficiaires d'une IMF ;
- questionnaire « ménages non bénéficiaires » à l'intention des ménages non bénéficiaires d'une IMF ;
- questionnaire « entreprises » à l'intention des entreprises bénéficiaires d'une IMF ;
- questionnaire « entreprises non bénéficiaires » à l'intention des entreprises non bénéficiaires d'une IMF ;
- questionnaire « employés » à l'intention des employés des entreprises bénéficiaires d'une IMF ;
- questionnaire « employés non bénéficiaires » à l'intention des employés des entreprises non bénéficiaires d'une IMF.

Pris deux par deux, sauf celui qui se rapporte aux IMF, ces questionnaires ont de toute évidence plusieurs modules en commun, mais d'autres qui leur sont spécifiques. Pour des raisons d'organisation et d'efficacité du traitement des données, toutes les questions de tous les questionnaires peuvent être pré-codifiées.

2.1. Enquête auprès des IMF

La structure générale de l'approche statistique proposée impose une collecte statistique auprès des institutions financières de type IMF dans l'espace géographique couvert.

Les objectifs de cette enquête visent principalement à caractériser les activités et les modes de fonctionnement des institutions financières axées sur la communauté. Une description de leurs formes juridiques, de leurs équipements, de leurs contributions directes à la création d'emplois, de leurs organisations et activités financières, de leurs clientèles et de leurs sources de financement est pertinente. Grâce aux informations ainsi collectées, nous serons en mesure d'évaluer l'efficacité de ces institutions en matière de lutte contre la pauvreté dans

la région ou le pays considérés. En général le questionnaire « IMF » sera subdivisé selon les modules suivants :

- localisation de l'institution ;
- identification de l'institution financière ;
- caractéristiques des clients de l'institution financière ;
- caractéristiques de l'activité financière de l'institution ;
- sources de financement de l'institution financière.

2.2. Enquêtes auprès des ménages

En termes généraux les objectifs assignés à l'enquête « ménages » est de tester l'efficacité relative des IMF dans les programmes de lutte contre la pauvreté. Cette intermédiation financière est supposée jouer un rôle important dans le financement des activités de production et de consommation des ménages pauvres.

Deux types de questionnaires « ménages » sont utilisés. Le premier vise les ménages bénéficiaires et le second le groupe témoin. Les questionnaires doivent répondre à des objectifs spécifiques retracés principalement dans les modules suivants :

- identification du ménage ;
- caractéristiques démographiques des membres du ménage ;
- caractéristiques socioéconomiques des membres du ménage ;
- caractéristiques et équipements du logement ;
- caractéristiques de l'exploitation et de l'activité ;
- conditions de demande, d'utilisation et de remboursement du crédit ;
- évaluation de l'effet du crédit sur les femmes ;
- accès du ménage à d'autres produits financiers ;
- effet du crédit sur le revenu et les dépenses du ménage.

Certains de ces modules présentent évidemment des différences selon qu'ils s'adressent à des ménages bénéficiaires ou non.

2.3. Enquêtes auprès des petites et micro-entreprises

Cette enquête chercherait spécifiquement à faire ressortir l'impact des IMF dans l'amélioration des conditions de production et de rentabilité des ME. Elle viserait aussi à éclairer l'effet de ce type de financement sur l'emploi et la création de revenu. Le différentiel, en termes d'efficacité économique et sociale, entre les ME bénéficiaires et les autres, serait aussi approché par cette enquête sur la base de deux questionnaires très similaires, mais différenciés. Ces derniers peuvent couvrir par exemple les six modules suivants :

- identification de l'entreprise ;
- caractéristiques de l'établissement ;
- emploi et conditions de travail dans l'établissement ;
- produits et charges de l'établissement ;
- financement des investissements de l'établissement ;
- caractéristiques des derniers emprunts consentis par l'entreprise.

2.4. Enquêtes auprès des employés

Parallèlement aux enquêtes « ménages » et « entreprises » une enquête complémentaire auprès des employés de ces unités est souhaitable. Cette enquête cherche à mesurer la contribution des IMF à la création d'emploi et à l'amélioration des conditions de vie des employés et à évaluer la contribution des IMF à l'objectif global de lutte contre la pauvreté.

Les questionnaires de cette enquête visent donc spécifiquement à faire ressortir les effets de l'accès au crédit et à d'autres services financiers sur les conditions de travail dans les ME et aussi sur l'emploi et la création de revenus, pour les employés.

Les deux questionnaires « employés » sont en fait les plus simples et les plus légers de tous les questionnaires proposés. Ils peuvent être subdivisés en trois modules :

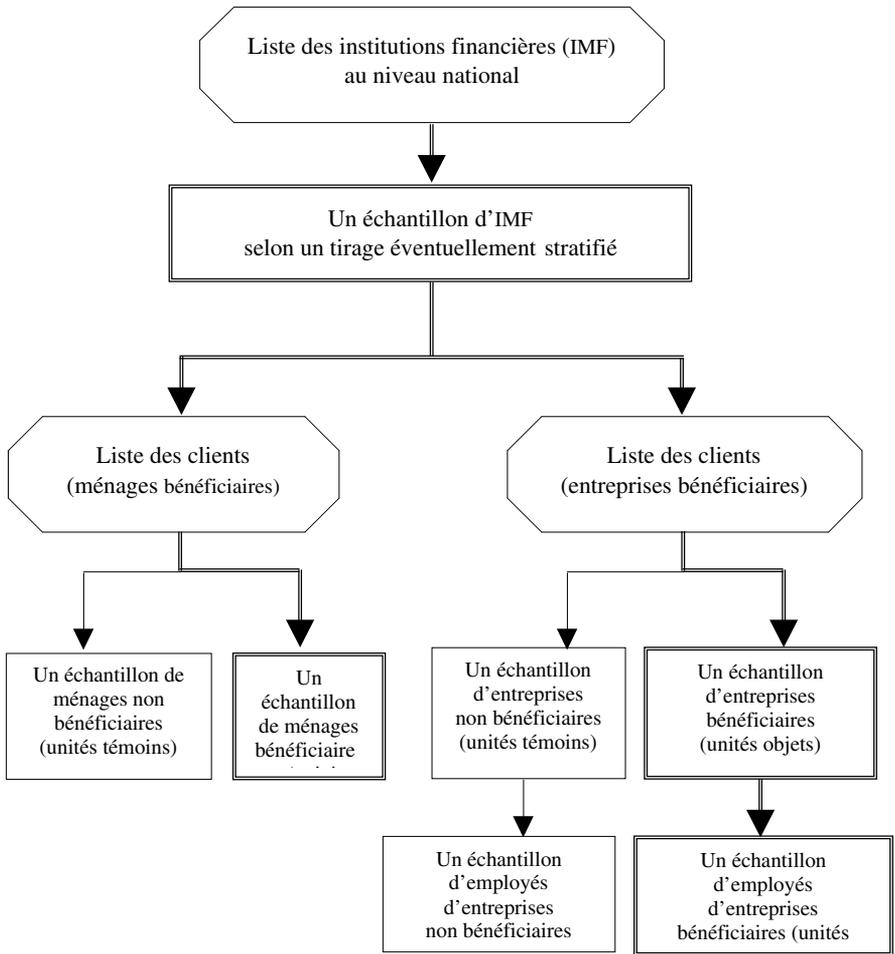
- identification de l'établissement et de l'employé ;
- caractéristiques sociodémographiques de l'employé ;
- caractéristiques de l'employé et de ses tâches.

2.5. Une enquête qualitative complémentaire

Pour compléter les données quantitatives recueillies à partir des enquêtes ci-dessus, on peut aussi mettre sur pied une enquête qualitative à échelle restreinte. Elle pourrait prendre la forme d'un ensemble d'études de cas assez approfondies. Ces études permettraient de retracer, l'historique, l'environnement socio-économique ainsi que les succès ou les échecs d'expériences concrètes. Ces études qualitatives aideraient ainsi à identifier les forces et les faiblesses de chaque composante du système de l'intermédiation financière des IMF dans le pays ou dans l'espace étudié et de nuancer ou au contraire de renforcer les résultats des enquêtes quantitatives.

Pour les IMF et les ME visées, cette enquête devrait retracer les mécanismes par lesquels ces deux agents centraux du système fonctionnent, chacun de leur côté, ainsi que les facteurs qui expliquent leurs bonnes (ou mauvaises) performances dans le cadre de leurs activités respectives en relation avec l'intermédiation financière orientée vers la communauté.

Schéma 1. – Structure générale des enquêtes proposées



3. DE QUELQUES OUTILS STATISTIQUES PERTINENTS

Dans cette section, nous rappelons rapidement, et à toutes fins utiles, les intitulés de certaines méthodes statistiques et économétriques pertinentes pour tester, à partir des données des enquêtes proposées, l'efficacité des IMF dans la lutte contre la pauvreté. Nous donnons, avec beaucoup plus de détails, les contours d'applications contextuelles pour certaines de ces méthodes seulement. Cette section n'a aucunement la prétention de se substituer à des références plus précises et plus avancées pour l'utilisation de chaque concept. Elle expose uniquement la possibilité d'utilisation de l'approche et en donne une idée. Elle laisse évidemment place à l'éventualité d'approfondir l'investigation sur la pertinence de ces techniques au cas par cas.

3.1. Une boîte à outils

En termes très pratiques, onze concepts ou approches peuvent être utilisés, *a priori* sans aucune exclusion entre eux, pour répondre à la question qui fait l'objet de ce travail. Il s'agit principalement et rapidement :

- 1) d'analyses descriptives (courbes et estimations de certains paramètres) relatives aux distributions des variables d'intérêt selon les sous-groupes d'intérêt. Ces méthodes, assez élémentaires, certes, ont l'avantage d'être très accessibles et facilement réalisables ;
- 2) des comparaisons statistiques et des tests d'égalité simples entre les moyennes (variables quantitatives) ou entre des proportions (variables qualitatives) de plusieurs variables pertinentes entre les deux sous-groupes considérés (bénéficiaires et non bénéficiaires des services des IMF). Ces tests peuvent être bilatéraux ou encore (et peut-être mieux) unilatéraux ;
- 3) des tests d'indépendance basés sur la statistique χ^2 dans des tableaux de contingence à double entrée. Ces tests peuvent s'appliquer sur des croisements de variables représentant des caractères qualitatifs (être pauvre ou non pauvre, de sexe masculin ou féminin, avoir ou non accès au crédit, avoir ou non des actifs déterminés) ou quantitatifs continus reconstitués en classes (le niveau de revenu par tête, le niveau de la dépense par tête, la valeur du crédit, etc.), ou encore quantitatifs discrets, comme le nombre de fois où un crédit a été obtenu ;
- 4) de l'utilisation des techniques de l'analyse de la variance (la classification simple ou autre) ou de la covariance, en particulier en ce qui concerne l'effet du crédit (accès ou pas) sur certaines variables continues (revenu par tête, dépense par tête, achats d'actifs, etc.) ou encore selon le sexe des individus. Ces techniques ont été, en fait, largement utilisées dans des contextes similaires pour évaluer les impacts de certaines politiques économiques et sociales ;
- 5) de l'analyse de plusieurs régressions sur des variables continues expliquées par des variables identifiées lors de la conception des questionnaires (y compris des variables binaires avec la prise en compte d'éventuelles variables d'interaction). Les variables indicatrices ou dichotomiques pertinentes peuvent s'appliquer à différents cas, par exemple être bénéficiaire ou pas d'un service financier (crédit), être pauvre ou pas, être de sexe masculin ou féminin, posséder ou non des actifs particuliers, etc. Pour ce qui est des variables continues, on peut penser aux niveaux du revenu, de la dépense, des achats d'actifs, des volumes de ventes, des profits réalisés, etc. ;

- 6) de l'utilisation des tests de stabilité des coefficients dans plusieurs régressions pertinentes entre les deux sous groupes (dits tests de Chow ou encore tests de changement structurel). Les variables et les régressions à considérer doivent être identifiées par types d'unités statistiques à partir des questionnaires ;
- 7) des estimations et des inférences statistiques à partir de modèles à choix discrets, de type Probit ou Logit, qui expliquent les différences d'accès au crédit, ou encore les différences dans les états de pauvreté, étant donné le type d'accès au crédit, le sexe des individus, etc. Ces modèles retiendraient aussi plusieurs variables explicatives pertinentes comme celles retenues pour les modèles de régressions linéaires évoqués ci-dessus ;
- 8) de l'utilisation des techniques statistiques de l'analyse discriminante sur plusieurs variables qui permettent de décrire et d'expliquer, en partie, la différence d'accès aux systèmes de la microfinance entre les unités de plusieurs sous-groupes (bénéficiaires et non bénéficiaires des services des IMF, en l'occurrence). Ces techniques permettent aussi de déterminer, parmi plusieurs variables, celles dont l'effet est le plus important ;
- 9) de l'utilisation des mesures les plus usuelles en matière d'approche de la pauvreté sur l'ensemble des unités (bénéficiaires et non bénéficiaires des services des IMF) et des analyses des décompositions selon les sous-groupes d'intérêt (bénéficiaires ou non bénéficiaires, hommes ou femmes, etc.). Une inférence statistique en matière de tests d'hypothèses sur les mesures de pauvreté selon les sous-groupes peut aussi être effectuée ;
- 10) des analyses de dominance stochastique en matière de pauvreté sur les distributions des variables d'intérêt, selon les sous-groupes. Ces méthodes produisent des comparaisons très robustes en la matière et sont particulièrement recommandées à ce niveau ;
- 11) des essais d'approche de la pauvreté entre les deux sous-groupes (bénéficiaires et non bénéficiaires des services des IMF) selon une méthode basée sur la satisfaction des besoins de base (cinq ou six besoins, par exemple). À partir de cette approche, des catégorisations des ménages sont ensuite faites. Des tests d'hypothèses sur des proportions ou encore des tests d'indépendance sur des tableaux de contingence construits à partir de cette approche peuvent aussi être effectués.

Ce sont là seulement quelques-unes des méthodes que l'on peut utiliser pour tester l'hypothèse fondamentale qui fait l'objet de ce travail. Nous reprenons ci-dessous, de façon détaillée, celles qui nous semblent les plus intéressantes.

3.2. À propos des tests de stabilité et des comparaisons des comportements

Pour comparer deux catégories d'unités statistiques en matière de comportements (celles ayant bénéficié du financement des IMF et les autres), on peut recourir à certains tests statistiques et économétriques qui retiennent comme hypothèse nulle la similitude des comportements, et donc l'égalité des coefficients de réaction dans certaines régressions entre les unités des deux sous-groupes. Ces tests sont connus sous plusieurs noms dans la littérature. On parle de tests de changement structurel, de tests de stabilité des paramètres, de tests de Chow, etc. C'est de ces techniques qu'il s'agit ici.

Les régressions et les variables à considérer pour effectuer ces tests sont à déterminer par types d'unités statistiques, à partir des informations fournies lors des enquêtes. En plus des sous-groupes bénéficiaires et non bénéficiaires, on peut s'intéresser à d'autres types de classifications (hommes-femmes, type d'activité des bénéficiaires, etc.). Nous donnons ici deux formulations générales possibles de ces tests ainsi que l'intuition qu'il y a derrière leur utilisation.

Ces tests reposent sur l'utilisation de la statistique de Fisher, calculée à partir des résultats de régressions effectuées successivement sur l'échantillon combiné des observations, puis sur les sous-échantillons qui le composent. En termes intuitifs, on se pose la question à savoir si un seul modèle est valable pour l'échantillon dans son ensemble ou encore si les comportements sont différents d'un sous-échantillon à l'autre et s'il faut avoir deux sous modèles séparés, et donc des paramètres différents.

De façon formelle, on considère un modèle de régression relatif au comportement supposé des ménages ou des entreprises des échantillons enquêtés. Sous une forme très standard, ce modèle s'écrit comme suit : $y = X\beta + \varepsilon$, avec toutes les hypothèses usuelles des modèles de régression multiple, où y et ε sont des vecteurs de taille n (égale à la taille totale de l'échantillon considéré), X est la matrice de taille (n, K) des variables explicatives retenues pour expliquer la variable d'intérêt y , et β est un vecteur $(K, 1)$ de paramètres inconnus. Pour effectuer ces tests, il est supposé que les erreurs aléatoires sont normales, c'est-à-dire que $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$.

Dans le cas qui nous intéresse, nous savons que la taille n couvre les effectifs n_1 et n_2 respectivement des unités bénéficiaires et non bénéficiaires des IMF ($n = n_1 + n_2$). Si, pour le comportement modélisé, nous croyons que les paramètres du modèle retenu ne sont pas nécessairement les mêmes entre nos deux sous-groupes, cela nous conduira à écrire les deux sous-modèles suivants :

$$y_i = \begin{cases} X_i\beta_1 + \varepsilon_{1i} & i = B \\ X_i\beta_2 + \varepsilon_{2i} & i = NB \end{cases}$$

Cela veut dire que nous avons une hypothèse de comportement pour les unités bénéficiaires (*B*) et une autre pour les unités non bénéficiaires (*NB*) avec des vecteurs de paramètres peut-être différents β_1 et β_2 .

Le test de comparaison qui nous intéresse dans ce contexte est justement donné par l'hypothèse nulle ($H_0 : \beta_1 = \beta_2$) contre l'alternative ($H_1 : \beta_1 \neq \beta_2$) avec ($n = n_1 + n_2$) et *K* le nombre de paramètres sur lesquels porte l'hypothèse à tester.

Il y a plusieurs façons d'effectuer ce test. Deux d'entre elles sont les plus utilisées, et nous les décrivons ici. La première méthode repose sur la somme des carrés des résidus des régressions. Selon cette méthode, si l'hypothèse nulle H_0 (qui stipule l'égalité entre les deux vecteurs de paramètres : $\beta_1 = \beta_2$) n'est pas vraie, alors il faut estimer deux sous-modèles ; l'un pour les unités bénéficiaires et l'autre pour les unités non bénéficiaires. Dans ce cas, et à partir des deux régressions, on peut calculer les deux sommes des carrés des résidus qui y sont associées : $RSS_1 = \hat{\varepsilon}'_1\hat{\varepsilon}_1$ et $RSS_2 = \hat{\varepsilon}'_2\hat{\varepsilon}_2$. La somme des carrés des résidus sur toutes les observations, sans aucune contrainte d'égalité sur les deux vecteurs de paramètres, sera donc égale à la somme de ces deux sous-sommes, c'est-à-dire : $URSS = RSS_1 + RSS_2$. Le nombre de degrés de liberté relatifs à cette somme est donc donné par $(n_1 - K) + (n_2 - K) = n - 2K$.

Par contre, si l'hypothèse nulle H_0 (qui stipule l'égalité entre les deux vecteurs de paramètres : $\beta_1 = \beta_2$) est vraie, alors il faut estimer un seul modèle de régression pour toute la population, c'est-à-dire en ne faisant aucune distinction entre les deux sous-groupes de la population. Dans ce cas, et à partir de l'unique régression, la somme des carrés des résidus sur toutes les observations sera donc donnée par : $RRSS_1 = \hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}$. Le nombre de degrés de liberté relatifs à cette dernière somme est donc $(n - K)$.

L'intuition derrière ce test, c'est de dire que si l'hypothèse nulle ($H_0 : \beta_1 = \beta_2$) est vraie, alors les deux sommes des carrés des résidus $URSS$ et $RRSS$ ne devraient pas être significativement différentes. Formellement, sous H_0 la statistique du test relatif à cette hypothèse nulle est donnée par :

$$F = \frac{(RRSS - URSS)/K}{URSS/(n - 2K)} \sim F_{K, n-2K},$$

qui est une statistique de Fisher à *K* et $n - 2K$ degrés de liberté.

L'approche alternative pour tester cette même hypothèse nulle $H_0 : \beta_1 = \beta_2$ contre l'alternative ($H_1 : \beta_1 \neq \beta_2$), et qui donne évidemment le même résultat, repose sur l'utilisation de variables binaires ou dichotomiques.

En pratique, dans cette approche, on fusionne les deux sous-modèles de régression relatifs aux deux sous-groupes dans un seul modèle, comme suit :

$$y_i = X_i\beta + Z_i\gamma + \varepsilon_i,$$

où $\gamma = \beta_1 - \beta_2$ et Z_i est une matrice (n, K) définie par :

$$Z_i = \begin{cases} X_i & i \in B \\ 0 & i \in NB \end{cases},$$

qui peut aussi être écrite sous la forme suivante : $Z_i = d_i X_i$, d_i étant une variable indicatrice définie par :

$$d_i = \begin{cases} 1 & i \in B \\ 0 & i \in NB \end{cases}.$$

Dans ce contexte, tester l'hypothèse nulle ($H_0 : \beta_1 = \beta_2$) contre l'alternative ($H_1 : \beta_1 \neq \beta_2$), équivaut à tester l'hypothèse ($H_0 : y = 0$) contre son alternative ($H_1 : y \neq 0$). Or, le test de cette dernière hypothèse se fait en utilisant la statistique usuelle de Fisher relative à la nullité d'un certain nombre de paramètres dans une régression. Les deux approches conduisent naturellement au même résultat¹.

3.3. Modèles à choix discrets et déterminants du recours aux services des IMF

Ce type de modèles nous semble approprié chaque fois qu'on voudra expliquer la performance des unités bénéficiaires ou non bénéficiaires des crédits des IMF par exemple, ou encore lorsqu'on voudra tester si les ménages qui ont accès au crédit ont un niveau de pauvreté plus faible que les autres. Dans ces cas l'inférence statistique que l'on peut tirer de l'utilisation des modèles de choix discrets de type Probit ou Logit, nous semble bien indiquée.

¹ Une précision doit être apportée à ce niveau. Le test de stabilité des coefficients, ou le test de Chow, suppose que les variances des erreurs (ε_i) sont les mêmes dans les deux sous-groupes. Cela n'est évidemment pas toujours vrai. On peut alors tester d'abord cette égalité entre les deux variances et corriger éventuellement le test de Chow en conséquence (pour plus de précisions, voir par exemple Greene, 2000 ou Wooldridge, 2002).

3.3.1. Le modèle Probit

Le modèle Probit établit une relation non linéaire entre la probabilité p_i d'avoir un choix particulier (ici, parmi deux éventualités 1 et 0, par exemple avoir ou ne pas avoir bénéficié d'un crédit d'une IMF, ou encore être pauvre ou non pauvre) et un vecteur de variables explicatives pertinentes. Cette probabilité appartient évidemment à l'intervalle $[0, 1]$ puisque ce choix est dichotomique.

Pour formaliser ce fait, on note par u_i un indice latent, linéaire en β défini pour chaque individu i de l'échantillon par :

$$u_i = x_i\beta = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik}.$$

Le vecteur β est le même pour tous les individus de l'échantillon. En pratique, u_i est non observable mais dépend des caractéristiques individuelles x_i . Sans contraintes sur le vecteur β ni sur les valeurs des variables x_i , $u_i \in \mathbb{R}$. La variable qui est effectivement observée est l'état discret y_i de l'unité i , qui est représenté par l'une des deux éventualités 0 ou 1.

On suppose en plus, sans perte de généralité, que plus u_i est grand, plus la probabilité d'avoir l'éventualité 1 est grande. On note alors $p_i = P(y_i = 1)$. Puisque $p_i \in [0, 1]$, la relation croissante entre u_i et p_i peut prendre la forme générale d'une fonction de répartition notée F .

Lorsque la fonction de répartition choisie pour représenter cette fonction de répartition F est celle d'une loi normale centrée réduite, le modèle construit est dit un modèle Probit, et on a :

$$p_i = P(y_i = 1) = F(u_i) = \int_{-\infty}^{u_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du.$$

Dans le modèle Probit, les paramètres β_j n'ont pas la même interprétation que dans un modèle de régression linéaire. En effet, dans ce modèle on a : $\partial p_i / \partial x_{ij} = \beta_j f(x_i\beta)$, f étant la fonction de densité de probabilité de la loi normale centrée réduite et β_j la $j^{\text{ème}}$ composante du vecteur β .

Comme la valeur de $f(x_i\beta)$ est toujours positive, le signe de β_j détermine le sens de variation de la probabilité p_i lorsque x_{ij} varie. Quant à l'ampleur de la variation de la probabilité p_i suite à une variation de x_{ij} , elle est déterminée par la valeur du paramètre β_j et aussi par la valeur de $f(x_i\beta)$, toutes les deux évaluées avec les valeurs des estimations des paramètres. Cette variation de la probabilité p_i n'est donc pas constante d'un individu à l'autre et n'est pas la même pour une même augmentation de l'indice u_i . La fonction de densité de probabilité de la loi normale centrée réduite f étant symétrique et atteignant sa valeur maximale au point $u_i = x_i\beta = 0$, c'est donc au voisinage de $u_i = 0$

que la variation $\partial p_i / \partial x_{ij}$ est la plus importante. Autrement dit, l'effet d'une variation de x_{ij} sur p_i est toujours plus important pour des unités pour lesquelles les valeurs de u_i sont proches de 0. Par contre, pour des valeurs u_i très faibles ou encore très élevées, c'est-à-dire des valeurs de p_i proches de 0 ou proches de 1, l'effet d'une variation de x_{ij} sur p_i est faible et l'état ou la décision de l'unité en question est difficile à faire changer avec une modification de x_{ij} .

Dans le modèle Probit, comme dans les modèles de régression, on cherche à estimer le vecteur β des paramètres. Dans ce cas, la variable dépendante y est une variable aléatoire discrète (et prend une des deux valeurs 0 ou 1). Elle est distribuée suivant une loi de Bernoulli notée $B(p_i)$. Le modèle correspondant, qui fait le lien entre la probabilité p_i et les variables explicatives retenues, est non linéaire pour les paramètres contenus dans le vecteur β . La méthode d'estimation utilisée est celle du maximum de vraisemblance.

Ainsi, et sur la base de l'échantillon (supposé de taille n), la fonction de vraisemblance de ce modèle est donnée par :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n [F(x'_i, \beta)]^{y_i} [1 - F(x'_i, \beta)]^{1-y_i},$$

avec ici :

$$F(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u e^{-\frac{u^2}{2}} du.$$

En prenant le logarithme de la fonction de vraisemblance $l(\beta) = \ln(L(\beta))$ on obtient une fonction scalaire non linéaire en β pour les données de l'échantillon contenues dans les observations y_i et x_{ij} . L'estimateur du maximum de vraisemblance $\hat{\beta}$ de β est obtenu en utilisant des procédures numériques programmées dans plusieurs logiciels.

Sous certaines conditions de régularité, l'estimateur du maximum de vraisemblance obtenu est convergent, et sa loi limite est une distribution normale :

$$\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta) \xrightarrow{as} N\left(0, -n \left[E\left(\frac{\partial^2 l(\beta)}{\partial \beta \partial \beta'} \right) \right]^{-1}\right)$$

et la variance asymptotique de l'estimateur $\hat{\beta}$ est estimée par

$$\hat{V}(\hat{\beta}) = \left[\sum_{i=1}^n \frac{f_2(x'_i, \hat{\beta})}{F(x'_i, \hat{\beta})(1 - F(x'_i, \hat{\beta}))} x'_i x_i \right]^{-1}.$$

Ces éléments permettent de faire de l'inférence statistique sur le vecteur des paramètres inconnus β . Dans ce sens, il existe principalement trois méthodes qui permettent d'effectuer des tests d'hypothèses sur les composantes de $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)$ ou sur ses transformations. Elles utilisent toutes les résultats et les propriétés asymptotiques de la théorie de l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance que possède l'estimateur $\hat{\beta}$ de β du modèle Probit. Ces inférences ne sont valables que sous certaines conditions (relatives aux tailles des échantillons).

3.3.2. Le modèle Logit

Ce modèle, très utilisé, est une alternative au modèle Probit. Ils sont en effet assez interchangeables et le contexte de leur utilisation est pratiquement le même. Ces deux modèles ne diffèrent en fait que par la forme de la fonction de répartition utilisée pour définir le modèle à probabilité non linéaire qui fait le lien entre la probabilité p_i et les variables explicatives retenues. C'est aussi un modèle non linéaire pour les paramètres contenus dans le vecteur β .

Pour le modèle Logit, la fonction de répartition F retenue est celle de la loi logistique, c'est-à-dire que :

$$p_i = P(y_i = 1) = F(u_i) = F(x_i, \beta) = \frac{1}{1 + e^{-x_i \beta}}$$

Comparé au modèle Probit, le modèle Logit a clairement une forme explicite plus simple. La fonction de distribution de la loi logistique est en effet plus facile à utiliser, plus lisse, symétrique par rapport à 0 et plus aplatie que la distribution normale centrée réduite. Ce sont en général les raisons qui font que le modèle Logit est plus utilisé que le modèle Probit.

Comme pour le modèle Probit, l'estimation des paramètres du modèle Logit se fait également par la méthode du maximum de vraisemblance. L'estimation $\hat{\beta}$ de β obtenue dans le cas du modèle Logit est numériquement différente de celle obtenue avec le modèle Probit, mais l'estimateur Logit possède les mêmes propriétés asymptotiques que celui du modèle Probit. Toute l'inférence statistique qui est alors effectuée est la même et obéit aux mêmes règles. L'estimation de la variance asymptotique de l'estimateur $\hat{\beta}$ est naturellement un peu différente. Sur le plan numérique, ce modèle est estimé de la même façon que le modèle Probit.

4. APPROCHE, MESURE ET COMPARAISON EN MATIÈRE DE PAUVRETÉ

Comme nous l'avons précisé au début de ce chapitre, réduire la pauvreté entre les populations cibles est un objectif explicite des programmes de microfinance et de plusieurs IMF. Notre objectif ici est de proposer des procédures qui permettent de tester, au moyen des données d'enquêtes, l'efficacité de ces institutions dans l'atteinte de cet objectif.

La première étape d'évaluation dans la mise en place de tout programme d'intervention est la définition et l'identification précises de la cible choisie. Dans notre cas, il s'agira de caractériser les individus dits « pauvres » de la population étudiée. Cette étape, qui semble *a priori* tout à fait triviale, se révèle beaucoup plus complexe dans la pratique. Une mauvaise identification de cette population a pour effet que les programmes pêchent par erreurs de ciblage et par conséquent leur efficacité éventuelle est mal évaluée.

Afin de caractériser les « pauvres » et si on s'appuie sur une mesure monétaire de la pauvreté, on procédera en trois étapes. La première cherche à préciser l'indicateur de mesure du bien-être à retenir. Une fois défini, cet indicateur permettra d'ordonner sur une échelle tous les individus de la population. La deuxième étape consiste à chercher à « partitionner », dans le sens mathématique du mot, cette même population en deux sous-populations, afin de définir le sous-ensemble des « pauvres ». C'est lors de cette étape que la notion de seuil de pauvreté rentre en compte. La troisième étape calcule une ou plusieurs mesures du degré de la pauvreté à partir des données recueillies lors des enquêtes. Pour mesurer l'efficacité des interventions des IMF on sera donc conduit à comparer les résultats de ces interventions sur les deux groupes cibles, les bénéficiaires et les non bénéficiaires des IMF.

Lorsqu'il s'agit de traiter des IMF, les unités statistiques de base sont faciles à définir. Ce sont les ménages qui font l'objet de l'étude. Il reste à préciser le passage aux unités d'analyse, qui sont généralement des personnes. Pour ce qui est des variables prises en considération, le niveau de revenu ou de dépenses des ménages sont en général les variables les plus couramment utilisées. Il reste ensuite à définir un seuil de pauvreté (relatif ou absolu) avant de pouvoir calculer les indices de pauvreté et procéder aux comparaisons. Nous revenons ici très brièvement sur les étapes techniques qui permettent de mener à bien les tests pertinents.

Sur un fichier conjoint (ménages bénéficiaires et ménages non bénéficiaires), mais avec un identifiant binaire clair, on calcule le revenu par tête ou la dépense par tête (selon le niveau de fiabilité statistique accordé aux observations de ces deux variables). Des analyses simultanées sur les deux variables peuvent aussi être effectuées. Ensuite, si des estimations d'échelles d'équivalents adultes sont disponibles, il

est souhaitable de les utiliser. Ces échelles permettent de convertir la taille du ménage en nombre de personnes, en une taille équivalente en adultes, pour permettre des comparaisons plus appropriées entre les ménages. Dans le cas contraire, c'est-à-dire si ces échelles ne sont pas disponibles ou si elles ne sont pas fiables, on utilisera uniquement la taille du ménage pour déduire le revenu ou la dépense par personne qui servira de variable d'analyse par la suite. En principe, aucun biais systématique contre les bénéficiaires ou les non bénéficiaires des IMF n'est à craindre à ce niveau.

Une fois que le fichier « personnes » est constitué à partir du fichier « ménages », un seuil de pauvreté peut être déterminé. Il peut être absolu, comme par exemple celui utilisé dans les documents officiels du pays (Institut ou Direction de la statistique). Il peut, bien évidemment, être très différent de la mesure arbitraire proposée par la Banque Mondiale et qui le situe à 1\$ US par jour. Il peut aussi être relatif, en prenant par exemple la moitié de la moyenne arithmétique simple sur toute la population de la variable d'intérêt considérée. Ce seuil est logiquement commun aux deux sous populations des bénéficiaires et des non bénéficiaires et sera noté z dans la suite de ce texte.

4.1. Les mesures usuelles de pauvreté

Les mesures de pauvreté les plus célèbres et les plus utilisées sont dues à Foster, Greer et Thorbecke (1984) (*FGT*). Pour établir ces mesures, on note par y_i ($i = 1, \dots, n$) la mesure de la variable d'intérêt sur un individu i de la population de taille n , et par z le seuil de pauvreté exogène. On suppose aussi qu'il y a q pauvres dans cette population, c'est-à-dire que q individus sont tels que ($y_i < z$). On pose alors par définition $g_i = (z - y_i)$ ($i = 1, \dots, n$). Il est alors clair que g_i est une mesure positive pour les q individus pauvres de la population et négative pour les non-pauvres. Les mesures *FGT* découlent de l'indicateur générique suivant :

$$P_\alpha(y; z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\max\{0, (g_i / z)\})^\alpha.$$

Dans ces mesures, α est un paramètre qui représente le coefficient d'aversion à la pauvreté. En effet, plus il est grand, plus l'accent est mis sur les plus pauvres de la population. Cette mesure générique peut aussi s'écrire comme suit :

$$P_\alpha(y; z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q (g_i / z)^\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q ((z - y_i) / z)^\alpha.$$

Pour $\alpha = 0$, cette mesure donne le taux de pauvreté dans la population :

$$P_\alpha(y; z) = P_0(y; z) = \frac{q}{n}$$

qui n'est autre que l'indice de mesure dit *head-count ratio*, ou l'incidence de la pauvreté qui est la proportion des pauvres dans la population. Pour $\alpha = 1$, on obtient un indice *de profondeur de la pauvreté* par rapport au seuil exogène z :

$$P_\alpha(y; z) = P_1(y; z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q g_i.$$

Lorsqu'on pose $\alpha = 2$ on obtient un indice de mesure de *la sévérité de la pauvreté*. En effet, avec ce critère on pondère davantage les écarts entre les mesures des plus pauvres de la population et le seuil z :

$$P_\alpha(y; z) = P_2(y; z) = \frac{1}{nz^2} \sum_{i=1}^q g_i^2.$$

Ces trois mesures de pauvreté $P_\alpha(y; z)$ de type FGT, peuvent être calculées de façon normalisée ou pas par rapport au seuil z . C'est-à-dire que dans les expressions ci-dessus, on peut considérer des sommes sur $g_i / z = (z - y_i) / z$ ou encore $g_i = (z - y_i)$. Pour $\alpha = 0$, la normalisation n'a bien sûr aucun effet.

4.2. Décomposition et comparaisons des mesures usuelles de pauvreté

Pour comprendre, analyser ou comparer les niveaux de pauvreté, la décomposition du niveau global ou agrégé de pauvreté, selon une certaine stratification des différents groupes qui composent la population, est très importante. C'est particulièrement le cas dans nos études puisqu'on cherche à mesurer le différentiel de pauvreté entre les deux sous-groupes des ménages bénéficiaires et non bénéficiaires des IMF.

Il est donc intéressant de disposer d'une mesure qui soit décomposable et qui permette d'attribuer une grandeur à chaque strate de la population. Si cette décomposition est possible, elle nous permettrait de répondre par exemple aux questions suivantes : quel est le sous-groupe qui souffre le plus de pauvreté ? Quelle est la contribution de chacun des deux sous-groupes à la pauvreté globale ? etc.

L'une des principales propriétés des indices de pauvreté de type FGT examinés ci-dessus est précisément leur « décomposabilité ». Cette propriété s'énonce comme suit :

On considère une population composée de n individus répartis en K groupes. On suppose que chaque sous-groupe k contient n_k

individus ($k = 1, \dots, K$) avec $\sum_{k=1}^K n_k = n$. Si on note par $P_\alpha(y; z)$ la mesure agrégée de la pauvreté calculée sur l'ensemble de la population, et par $P_\alpha^k(y; z)$ la même mesure de pauvreté calculée sur le sous-groupe k ($k = 1, \dots, K$) alors :

$$P_\alpha(y; z) = \sum_{k=1}^K \frac{nk}{n} P_\alpha^k(y; z) = \sum_{k=1}^K Q_k P_\alpha^k(y; z)$$

où Q_k représente le poids, en matière de population, du sous-groupe k ($k = 1, \dots, K$), $0 \leq Q_k \leq 1$ et $\sum_{k=1}^K Q_k = 1$.

Dans le cas présent, nous ne considérons que deux sous-groupes d'individus ($K = 2$) ; les ménages bénéficiaires et les ménages non bénéficiaires des IMF.

La mesure agrégée de pauvreté $P_\alpha(y; z)$ est donc une moyenne arithmétique pondérée des mêmes mesures de pauvreté au niveau des K sous-groupes considérés. Les pondérations sont les poids relatifs en termes de population Q_k des différents sous-groupes qui constituent la population. Il faut préciser que cette propriété est vraie pour toutes les valeurs de α , en particulier pour $\alpha = 0, 1, 2$.

À partir de cette décomposition, il ressort clairement que l'impact d'une variation de la pauvreté d'un sous-groupe sur la mesure de la pauvreté agrégée croît avec le poids relatif du sous-groupe en question dans la population. Plusieurs autres résultats peuvent être déduits. Ils s'avèrent très importants en matière de comparaison des niveaux de pauvreté entre les sous-groupes.

En effet, en plus d'avoir une mesure de la pauvreté par strate ou par sous-groupe de la population, on peut chercher à mieux apprécier la « contribution » de chaque sous-groupe à la pauvreté agrégée. Dans ce sens, comme on a :

$$P_\alpha(y; z) = \sum_{k=1}^K \frac{nk}{n} P_\alpha^k(y; z) = \sum_{k=1}^K Q_k P_\alpha^k(y; z),$$

on peut écrire en simplifiant les notations :

$$P_\alpha(y; z) = \sum_{k=1}^K Q_k P_\alpha^k = \sum_{k=1}^K C_k$$

où $C_k = Q_k P_\alpha^k$ représente la contribution absolue ou totale du sous-groupe k ($k = 1, \dots, K$), à la mesure agrégée de pauvreté $P_\alpha(y; z)$ utilisée. Si on pose par définition $S_k = C_k / P_\alpha = (Q_k P_\alpha^k) / P_\alpha$, il ressort que S_k

représente la *contribution relative* de la strate ou du sous-groupe k ($k = 1, \dots, K$), à la mesure agrégée de pauvreté $P_\alpha(y; z)$.

Par ailleurs, et par construction, on peut aussi déduire que :

$$S_k = \frac{C_k}{P_\alpha} = \frac{Q_k P_\alpha^k}{\sum_{k=1}^K Q_k P_\alpha^k} = \frac{C_k}{\sum_{k=1}^K C_k}.$$

Ainsi la contribution relative S_k de chaque sous-groupe k ($k = 1, \dots, K$) est telle que $0 \leq S_k \leq 1$ et on a bien $\sum_{k=1}^K S_k = 1$.

Sur cette base, et à partir de cette décomposition, on peut aussi définir et calculer *un indice normalisé* de pauvreté par strate ou par sous-groupe k ($k = 1, \dots, K$) comme suit : $R_k = P_\alpha^k / P_\alpha$ et en déduire que : $S_k = C_k / P_\alpha = Q_k P_\alpha^k / P_\alpha = Q_k R_k$ pour tout k ($k = 1, \dots, K$). Il en découle aussi que : $R_k = P_\alpha^k / P_\alpha S_k / Q_k$.

En matière d'interprétation, on remarquera que S_k et C_k changent lorsque les mesures de pauvreté $P_\alpha^k(y; z)$ changent mais aussi lorsque les parts Q_k changent. L'indice R_k isole quant à lui l'effet pauvreté des autres effets grâce à la normalisation introduite.

Lorsque $R_k > 1$ alors le sous-groupe k de la population souffre de pauvreté ou la subit davantage que la population globale. En effet, dans ce cas $R_k = P_\alpha^k / P_\alpha > 1$ et donc $P_\alpha^k > P_\alpha$. Lorsque $R_k < 1$ c'est évidemment l'inverse qui se produit. Si R_k change dans le temps, cela veut dire que la pauvreté change pour ce sous-groupe (augmente ou diminue) plus vite que pour le reste de la population.

Avec tous ces indices, plusieurs options s'offrent à nous pour tester des hypothèses statistiques pertinentes. Par exemple : « la pauvreté est plus grande entre les ménages non bénéficiaires d'une IMF » ; « la pauvreté est plus grande entre les femmes non bénéficiaires d'un financement d'une IMF », etc.

Remarquons cependant que pour utiliser de façon statistiquement rigoureuse ces décompositions des mesures de la pauvreté dans les tests d'hypothèses, il faut établir les distributions des estimateurs de ces paramètres. Les expressions nécessaires ont été asymptotiquement déduites, pour des structures d'échantillonnage particulières, par Bishop *et al.* (1995).

En effet, Bishop *et al.* (1995) démontrent que les estimateurs de toutes les mesures de pauvreté de type FGT et des mesures qui en découlent P_α^k, C_k, S_k et R_k ont une distribution conjointe asymptotiquement normale. Toutes les distributions marginales pertinentes sont aussi asymptotiquement normales. Les auteurs donnent aussi les expressions

de la matrice de variances-covariances des estimateurs et de son estimateur, sans aucune hypothèse sur la distribution de la variable d'intérêt dans la population.

Remarquons enfin que ces mêmes décompositions et outils permettent aussi de faire des comparaisons dans l'espace, par exemple entre les mesures de pauvreté de différentes régions.

4.3. Comparaisons robustes des mesures de pauvreté : dominance stochastique

Tant au plan scientifique qu'empirique on ne pourra porter un diagnostic définitif sur l'efficacité des interventions des IMF que si les méthodes statistiques utilisées sont dépourvues d'ambiguïté. Or que ce soit au plan de la collecte des informations ou au plan des concepts utilisés plusieurs des tests proposés (et donc les conclusions qu'on pourra en tirer) sont sensibles, voire très sensibles, à certains choix arbitraires de l'analyste. Il est donc particulièrement important d'identifier toutes les sources « d'incertitude » qui peuvent venir entacher la confiance que nous avons dans les résultats obtenus. Identifions les principales

La première source d'incertitude est l'unité statistique de base utilisée : ménage versus personne. Il est bien connu que le passage d'une unité à l'autre n'est jamais parfait. Les données de base sont en effet relatives aux ménages alors que les mesures de pauvreté se réfèrent aux personnes. L'inexistence ou la mauvaise estimation des échelles d'équivalence peut alors conduire à des erreurs importantes.

La deuxième source est relative à la variable cible retenue, en général le niveau du revenu ou de la consommation. Le choix de la variable a ici toute son importance car dans la mesure ou son contenu est partiellement inobservable ou conduit à des erreurs de mesure importantes qui vont venir s'ajouter aux autres mesures d'échantillonnage et d'extrapolation (pondérations appropriées et marges d'erreurs), le résultat final peut évidemment conduire à beaucoup de scepticisme.

L'établissement et le choix des seuils de pauvreté recouvrent aussi autant de sources d'incertitude qui justifient de faire des analyses de sensibilité, afin de vérifier la robustesse des conclusions. La comparaison des mesures de pauvreté utilisées peut elle-même, mener à des résultats contrastés. En effet, et à titre d'exemple, les mesures de type FGT, notées $P_\alpha(y; z)$ peuvent naturellement donner lieu à des classements différents des deux sous-groupes concernés selon qu'on s'appuie sur le concept de profondeur de la pauvreté ou au contraire sur celui de la sévérité de la pauvreté (différentes valeurs de α , 1, 2).

La solution théorique à ces problèmes consiste à utiliser des approches de comparaisons plus robustes et peu sensibles à ces erreurs. Ces

approches reposent sur le concept statistique de « dominance stochastique ». Ce concept permettra de calculer, par exemple pour la classe des bénéficiaires ou des non bénéficiaires si le niveau de pauvreté est toujours supérieur (ou inférieur) à celui de l'autre pour une large gamme d'indices et de seuil de pauvreté retenus.

Dans ce qui suit nous présenterons brièvement le fondement statistique de ce concept afin d'en faire un usage approprié dans les tests qui nous intéressent¹. Nous expliquons ensuite comment utiliser ce concept de façon opérationnelle dans les comparaisons des niveaux de pauvreté.

4.4. Éléments théoriques sur le concept de dominance stochastique

Pour caractériser la dominance stochastique, on considère deux distributions de dépenses de consommation (ou de revenus) que l'on note par F_A et F_B . On supposera que la distribution F_A est relative aux unités statistiques qui n'ont pas bénéficié des services d'une IMF (ménages, entreprises, employés, etc.), alors que F_B est relative aux unités statistiques qui ont bénéficié de tels services. On pose alors par définition $D_A^1(x) = F_A(x)$ et pour tout $s \geq 2$:

$$D_A^s(x) = \int_0^x D_A^{s-1}(y) dy.$$

La distribution B est dite stochastiquement dominée à l'ordre « s » par la distribution A si $D_B^s(x) \leq D_A^s(x)$ pour toute valeur de x que peut prendre la variable d'intérêt de l'analyse (le revenu ou la dépense par exemple).

Pour un seuil de pauvreté donné noté z , nous dirons que la distribution A domine stochastiquement B à l'ordre « s » jusqu'au seuil z si $D_B^s(x) \leq D_A^s(x)$ pour toute valeur de $x \leq z$.

À partir de ces définitions, il découle que la dominance stochastique de premier ordre de la distribution B par la distribution A implique que $F_B(x) \leq F_A(x)$ pour tout $x \leq z$. De façon intuitive, cela veut dire que la distribution B recouvre moins de pauvres que la distribution A pour tout seuil de pauvreté n'excédant pas le niveau z , et ce, quel que soit l'indice de pauvreté utilisé.

Le test de dominance stochastique de premier ordre fournit donc un classement partiel sans ambiguïté des deux distributions pour une large classe d'indices de pauvreté. Dans le cas où la dominance stochastique de premier ordre n'est pas capable de classer deux distributions, on utilise alors un test de dominance d'ordre supérieur ($s \geq 2$). Pour l'ordre $s = 2$ par exemple les courbes dites « de déficit de pauvreté » permettent

1. Pour plus de détails, voir par exemple J.-Y. Duclos et A. Araar (2003).

de classer les deux distributions A (celle des non bénéficiaires) et B (celle des bénéficiaires), en termes d'écart moyen de pauvreté. En effet, l'inégalité suivante indique que l'écart moyen de pauvreté en A est plus élevé que celui en B :

$$D_B^2(x) = \int_0^x (x-y)dF_B(y) \leq D_A^2(x) = \int_0^x (x-y)dF_A(y).$$

Cette analyse suggère qu'il faut à chaque fois déterminer la valeur maximale du seuil z , notée z_{\max} , au dessous de laquelle la distribution des non bénéficiaires A domine stochastiquement la distribution des bénéficiaires B à l'ordre « s ».

Dans ce cas, tous les indices de pauvreté d'une classe donnée, indiqueront sans ambiguïté, que la pauvreté en B est moins élevée qu'en A si et seulement si $z \leq z_{\max}$.

Pour un indicateur de pauvreté qui satisfait certaines propriétés, en particulier l'additivité, comme celle de type FGT, si la courbe d'incidence de pauvreté de la distribution A des non bénéficiaires est toujours au dessus de la distribution B des bénéficiaires sur l'intervalle $[0, z_{\max}]$, il est alors possible de conclure que la pauvreté est moins élevée sous la distribution B que sous la distribution A , et ce, quel que soit le seuil de pauvreté z ($z \leq z_{\max}$) retenu.

Cependant, si les deux courbes d'incidence de pauvreté se croisent sur l'intervalle $[0, z_{\max}]$, le classement est ambigu. Des tests de dominance de second ordre devraient être effectués pour affiner la comparaison en matière de pauvreté entre les deux distributions étudiées.

Sur le plan pratique et visuel, pour effectuer ces tests en matière de dominance stochastique, on a recours aux représentations graphiques de l'une ou l'autre des trois courbes, selon l'ordre de comparaison désiré. La courbe d'incidence de la pauvreté (courbe dite FGT_0) est exactement similaire à la fonction de répartition ou de distribution de la variable d'intérêt. L'axe des ordonnées porte donc la proportion de la population pauvre (FGT_0) alors que l'axe des abscisses porte les valeurs du seuil de pauvreté z . Cette courbe d'incidence de la pauvreté, tracée pour deux ou plusieurs distributions, est utilisée pour tester la dominance stochastique de 1^{er} ordre.

La courbe de profondeur de pauvreté (dite courbe FGT_1) se base sur le même principe que la courbe FGT_0 . Elle représente l'aire sous la courbe de l'incidence de pauvreté FGT_0 . Pour la courbe FGT_1 l'axe des ordonnées porte les valeurs de la mesure FGT_1 des fossés de pauvreté alors que l'axe des abscisses porte les valeurs du seuil de pauvreté z . La courbe de profondeur de pauvreté FGT_1 , tracée pour deux ou plusieurs distributions, est utilisée pour tester la dominance stochastique de 2^e ordre, lorsque c'est nécessaire.

La courbe de sévérité de la pauvreté (dite courbe FGT_2) se base aussi sur le même principe que les deux courbes précédentes. Elle donne l'aire sous la courbe des fossés de pauvreté FGT_1 . L'axe des ordonnées porte les valeurs de la mesure FGT_2 alors que l'axe des abscisses porte les valeurs du seuil de pauvreté z . La courbe de sévérité de la pauvreté FGT_2 , tracée pour deux ou plusieurs distributions, est utilisée pour tester la dominance stochastique de 3^e ordre, lorsque c'est nécessaire.

Il ressort clairement des discussions ci-dessus qu'avant de porter un jugement clair et sans ambiguïté sur l'efficacité des systèmes de micro-finance sur la pauvreté, un certain nombre de précautions statistiques doivent être prises afin de s'assurer de la robustesse des résultats. Si les indicateurs standards de pauvreté sont utiles, car ils résument les informations individuelles, ils sont aussi très sensibles à plusieurs choix arbitraires de l'analyste. D'autres approches, plus poussées, permettent quant à elles d'arriver à des jugements fondés sur des classements sans ambiguïté et moins sensibles à ces choix arbitraires.

4.5. À propos d'un logiciel spécialisé pour l'analyse de la pauvreté

Pour effectuer tous les calculs des mesures de pauvreté ainsi que toutes les comparaisons proposées dans la présente section, l'usage d'un logiciel spécialisé approprié est nécessaire. Dans ce sens, un logiciel d'usage assez facile et qui permet de faire, de façon rapide, toutes ces analyses, est le logiciel DAD : *Distributive Analysis/Analyse Distributive*¹.

Ce logiciel est conçu pour répondre aux besoins des économistes qui travaillent sur les questions de pauvreté et d'inégalité. Il traite en particulier les données provenant des enquêtes budget/consommation et de celles sur le niveau de vie des ménages. Il permet de faire plusieurs calculs de base en statistique descriptive sur des variables d'intérêt. Il propose aussi des procédures d'estimation des indices usuellement utilisés dans les analyses de pauvreté d'équité et d'inégalité, en particulier les indices FGT présentés plus haut. Il propose ensuite des procédures de décompositions de ces indices.

DAD donne aussi des estimations asymptotiquement des écarts-types des indicateurs calculés, ce qui permet de faire l'inférence statistique proposé ci-dessus. Il permet enfin de procéder à des comparaisons de distributions selon plusieurs critères en utilisant des représentations graphiques.

1. Ce logiciel a été conçu par J.-Y. Duclos, A. Araar et C. Fortin. DAD est un logiciel distribué gratuitement et peut être téléchargé à partir du site du Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPÉE) de l'Université Laval, Québec, Canada. Son manuel d'utilisation est aussi téléchargeable à partir du même site. Pour plus de détails, voir le site <http://www.cirpee.org>.

Pratiquement et en résumé, DAD permet :

- de lire des fichiers d'enquêtes et de procéder à des calculs statistiques de base ;
 - de calculer les indices de mesure de bien-être, d'inégalité, de pauvreté, de redistribution, d'impacts de réformes fiscales, etc., avec l'estimation asymptotique des écarts-types des indicateurs calculés ;
 - de décomposer les indicateurs qui s'y prêtent en des sous indicateurs dans plusieurs sous-groupes d'intérêt ;
 - de faire le lien entre l'évolution de la pauvreté, la croissance économique et la distribution des dépenses, de consommation ou de revenu, etc. ;
 - d'approcher les impacts des politiques fiscales et de taxation sur la distribution d'une variable d'intérêt ;
 - d'estimer et d'approcher la dominance stochastique entre plusieurs distributions ;
 - de tracer différentes courbes qui renseignent sur la forme d'une ou de plusieurs distributions d'intérêt ;
- etc.

Il est bien clair que d'autres logiciels peuvent aussi être utilisés de façon complémentaire, ou encore à la place de DAD, s'ils sont disponibles. Le logiciel Stata en est un exemple¹.

5. CONCLUSION

Le financement direct des micro et petites entreprises et des ménages a été considéré depuis plusieurs années comme un moyen puissant et efficace de lutte contre la pauvreté dans plusieurs pays en développement. Cependant, il ressort un écart entre les affirmations, généralement positives dans ce sens, et les études suffisamment rigoureuses qui permettent de les tester face aux données.

Aujourd'hui, avec l'importante accumulation d'informations obtenues depuis plusieurs années en la matière, il est tout à fait naturel de s'interroger sur l'efficacité réelle de ce type de financement dans les programmes de lutte contre la pauvreté et de développer des méthodes appropriées pour vérifier certaines affirmations.

Par ce texte, nous avons voulu contribuer à la mise en place d'une méthodologie globale qui permette d'apprécier l'impact et de tester l'efficacité de certaines formes d'intermédiations financières sur les petites et micro entreprises.

1. Voir le site du logiciel : <http://www.stata.com>.

Nous y avons d'abord décrit une structure d'enquêtes statistiques qui peuvent être conduites dans un pays en développement pour approcher de façon directe les rôles, les forces et les faiblesses des systèmes actuellement en place en matière d'intermédiation financière pour les petites et micro entreprises. Nous avons aussi présenté les objectifs spécifiques de chacune des enquêtes proposées en présentant brièvement les principaux modules des questionnaires associés.

Ensuite, et pour effectuer des analyses plus avancées, nous avons présenté plusieurs méthodes statistiques et économétriques pertinentes qui peuvent être utilisées pour tester l'efficacité de ces formes de financement dans la lutte contre la pauvreté à partir des informations quantitatives obtenues des enquêtes. Nous avons aussi donné, avec beaucoup plus de détails, les contours d'applications contextuelles de certaines de ces méthodes, en particulier celles relatives aux approches, mesures et comparaisons en matière de pauvreté. Ces méthodes ont été proposées, des plus simples aux plus complexes, et des précisions ont été apportées sur les forces ou les faiblesses méthodologiques qu'elles peuvent comporter. De la présentation de ces différentes approches, est ressorti le fait que, pour porter un jugement clair et sans ambiguïté sur l'efficacité des systèmes de microfinance sur la pauvreté, des mesures élémentaires, mais aussi et surtout des mesures et des comparaisons robustes en la matière, doivent être effectuées.

BIBLIOGRAPHIE

- Bishop J.-A., Chow K.-V. et Zheng B., « Statistical Inference and Decomposable Poverty measures », *Bulletin of Economic Research*, n° 47, 1995, p. 329-340.
- Duclos J.-Y. et Araar A., « Poverty and Equity: Measurement, Policy and Estimation with DAD », *Document pédagogique du réseau PEP*, Québec, Canada, Université Laval, Département d'économique et CIRPÉE, 2003.
- Duclos J.-Y., « Pauvreté, bien-être social et équité : mesures et inférence », *Document pédagogique du programme de formation du projet MIMAP*, Québec, Canada, Université Laval, Département d'économique et CIRPÉE, 2000.
- Foster J., Greer J. et Thorbecke E., « A Class of Decomposable Poverty Measures », *Econometrica*, 52, n° 3, 1984, p. 761-767.
- Foster J. et Shorrocks A.-F., « Poverty Indices and Decomposability », in G.D. Myles (ed.), *Measurement and Modelling in Economics*, North-Holland, Elsevier Science Publishers B.V., 1990, p. 109-129.
- Greene W., *Econometric Analysis*, New Jersey, Prentice-Hall, 2000.
- Hulme D. et Mosley P., *Finance Against Poverty*, London, Routledge, 1996.
- Mosley P., « The Use of Control Group in Impact Assessments for micro-finance », *ILO Working Paper*, n° 19, 2000.
- Wooldridge J.-M., *Introductory Econometrics : A Modern Approach*, Cincinnati, Ohio, South-Western College Pub, Thomson Learning, 2002.

LE FINANCEMENT DES TRÈS PETITES ENTREPRISES URBAINES : ÉTUDE D'IMPACT DE MICROFINANCE À ANTANANARIVO (MADAGASCAR)

Flore Gubert et François Roubaud¹

L'émergence d'expériences de programmes de microfinance à Madagascar date du début des années 1990, avec l'apparition des premières institutions mutualistes (AECA en 1990, CECAM en 1993) et non mutualistes (SIPEM et EAM en 1990). Après une phase de développement et de croissance marquée par l'extension géographique des activités de microfinance, la consolidation des réseaux existants et la création de nouvelles structures, le secteur compte aujourd'hui une dizaine d'intervenants dont cinq sont des institutions de type mutualiste (CECAM, AECA, OTIV, ADéFI et TIAVO). À la fin de l'année 2002, ces dernières regroupaient près de 136 000 membres et le total des encours de crédit s'élevait à 56 milliards de francs malgaches (environ 4,5 millions d'euros)².

Ce développement très rapide a été fortement encouragé et soutenu par les bailleurs de fonds. Conscients du succès de la microfinance à travers le monde et de son rôle en matière de lutte contre la pauvreté, ces derniers en ont d'ailleurs fait l'un de leurs axes prioritaires lors du Sommet Mondial du Microcrédit qui s'est tenu à Washington, en 1997. Plus récemment, l'Assemblée Générale des Nations Unies a proclamé l'année 2005, année internationale du microcrédit. Les chefs d'État et de gouvernement des pays du sud se sont également engagés à soutenir les institutions de microfinance et à faciliter leur insertion dans les circuits financiers classiques lors du X^e Sommet de la Francophonie de Ouagadougou, en 2004. Aujourd'hui, la microfinance constitue l'une des rares mesures clairement identifiée dans les DSRP (Documents Stratégiques de Réduction de la Pauvreté) pour réduire la pauvreté urbaine. Pourtant, l'idée de faciliter l'accès au crédit des populations pauvres n'est pas nouvelle. Comme le souligne Morduch (1999), elle était même l'un des éléments centraux des stratégies de développement mises en œuvre par de nombreux pays en développement dès les années

1. IRD-Paris, DIAL.

2. Ces informations sont disponibles à l'adresse suivante : <http://www.madagascar-contacts.com/microfinance/>.

1950 et jusque dans les années 1980. Or, la plupart des expériences de programmes de microfinance menées au cours de cette période se sont soldées par des échecs en raison de taux de remboursement très faibles, d'une forte dépendance aux financements extérieurs et d'une réallocation progressive des fonds destinés prioritairement aux populations pauvres au profit des plus favorisés (Adams et von Pischke, 1992). Qu'en est-il aujourd'hui ? Certes, nombre de programmes de microfinance actuels font état de taux de remboursement exceptionnels (de 95 % ou plus). De plus, ils comptent davantage de femmes au sein de leur clientèle, lesquelles n'ont traditionnellement pas accès aux services financiers. Mais il reste difficile de juger de la pertinence de ces programmes en tant qu'instrument de lutte contre la pauvreté. En effet, il existe relativement peu d'analyses d'impact de programmes de microfinance, tout particulièrement en Afrique subsaharienne, mobilisant des méthodologies rigoureuses qui permettent à la fois d'identifier avec précision les caractéristiques des populations en bénéficiant et de mesurer les changements que ces programmes induisent¹.

L'objectif de ce travail est de contribuer à pallier cette lacune. À partir d'un panel de micro-entrepreneurs d'Antananarivo (Madagascar), dont certains sont clients d'une même institution de microfinance (IMF), il s'attache à montrer dans quelle mesure celle-ci remplit les objectifs assignés par ses promoteurs, à savoir :

- 1) la fourniture de services financiers aux populations généralement exclues des circuits de financement formels ;
- 2) la promotion d'activités génératrices de revenu au sein de ces populations. L'exposé débute par une description succincte du mode de financement du secteur informel à Antananarivo.

Il se poursuit par une présentation des caractéristiques des clients de l'IMF concernée par l'étude. Il présente enfin la méthodologie et les résultats de l'analyse de l'impact des financements accordés par cette IMF à sa clientèle. La richesse de l'étude tient à la dimension en panel des données qui autorisent un suivi de l'impact entre 2001 et 2003, soit avant et après la crise politique malgache provoquée par les élections présidentielles de décembre 2001.

1. SECTEUR INFORMEL ET ACCÈS AU CRÉDIT À ANTANANARIVO : ÉTAT DES LIEUX

Les résultats d'une enquête réalisée en septembre 2001 auprès d'un échantillon représentatif d'unités de production informelles (UPI)² de

1. Voir par exemple, pour une synthèse de la question, *Techniques Financières et Développement*, n° 70, 2003 ou Littlefield *et al.*, 2003.

2. Une unité de production informelle est une unité de production dépourvue de numéro statistique et/ou de comptabilité écrite formelle. Le numéro statistique a été retenu, car à Madagascar c'est le seul type d'enregistrement administratif obligatoire pour toutes les unités de production, quelle que soit leur taille.

l'agglomération d'Antananarivo (Phase 2 de l'*Enquête 1-2-3*) fournit un certain nombre d'enseignements sur le financement du secteur informel et sur le taux de pénétration des IMF intervenant à Antananarivo.

1.1. Le mode de financement des UPI

En 2001, plus de 88 % du stock de capital dont disposent les UPI a été financé à partir de fonds propres (épargne, héritage, don) (tableau 1). Le secteur financier, qu'il soit formel ou informel (banques, IMF, usuriers, clients, etc.), ne joue donc qu'un faible rôle dans le financement du capital des UPI.

L'Enquête 1-2-3 sur l'emploi, le secteur informel et la pauvreté

L'*Enquête 1-2-3* est un dispositif de trois enquêtes emboîtées touchant des populations statistiques différentes : individus, unités de production informelles, ménages. La première phase est une enquête sur l'emploi, le chômage et les conditions d'activité des individus vivant dans les ménages. La deuxième phase est une enquête spécifique auprès des chefs des unités de production informelles (UPI) sur leurs conditions d'activité, leurs performances économiques, leur mode d'insertion dans le tissu productif et leurs perspectives. La troisième phase, enfin, est une enquête sur la consommation des ménages.

Après une première application expérimentale conduite par DIAL et la Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale (DSCN) en 1993 au Cameroun, l'*Enquête 1-2-3* a été réalisée à quatre reprises à Madagascar, en 1995, 1998, 2002 et 2004 (la phase 1 étant reconduite annuellement), dans le cadre du projet MADIO (Rakotomanana *et al.*, 2000). Limité au départ à l'agglomération d'Antananarivo, son champ géographique a été étendu à l'ensemble des grands centres urbains en 2000 (pour la phase 1 seulement). L'*Enquête 1-2-3* a également été réalisée en 2001 et 2002 dans les capitales économiques de sept pays de l'UEMOA (Abidjan, Bamako, Cotonou, Dakar, Lomé, Niamey, Ouagadougou) et dans deux pays latino-américains (Colombie, Pérou).

Tableau 1. – *Mode de financement du capital du secteur informel en 2001 (%)*

	<i>Épargne, don, héritage</i>	<i>Prêt familial</i>	<i>Prêt auprès d'usuriers</i>	<i>Prêt bancaire</i>	<i>Autres</i>
Industrie	85,2	0,5	0,0	0,0	14,1
Commerce	93,3	0,6	0,0	0,0	6,1
Services	87,5	2,2	4,9	0,0	5,4
Total	88,3	1,5	3,0	0,0	7,2

Source : Enquête 1-2-3 2001, phase 2, MADIO.

Notes : Le réinvestissement des revenus tirés de l'activité informelle est inclus dans la catégorie « Épargne, don et héritage ». La catégorie « Autre » comprend les prêts auprès des clients, des fournisseurs ou des associations de producteurs.

Il en est également ainsi pour le financement de l'activité. Au cours de l'année 2001, seuls 5 % des chefs d'UPI ont eu recours à l'emprunt pour financer leur besoin en fonds de roulement. En outre, la majorité d'entre eux (67 %) l'a fait de façon informelle en sollicitant l'aide de membres de sa famille.

1.2. Le taux de pénétration des IMF intervenant à Antananarivo

Le non recours à l'emprunt tient au moins en partie à une méconnaissance de l'offre de financement existante. En effet, seules 30 % des UPI déclarent connaître une IMF et, parmi elles, moins de la moitié a connaissance des services proposés par ce type d'institution. En conséquence, moins de 3 % des UPI d'Antananarivo se sont déjà adressées à une IMF pour obtenir un financement. Sur ce petit nombre, enfin, seules 35 % ont vu leur demande satisfaite (soit moins de 1 % de l'ensemble des UPI de l'agglomération d'Antananarivo). Les autres n'ont pas obtenu satisfaction par manque de garanties (61 %), en raison d'un apport initial insuffisant (12 %) ou pour d'autres facteurs (dossier incomplet, activité jugée non viable, etc.)¹.

Ainsi, en dépit d'une forte expansion du secteur de la microfinance depuis le début des années 1990, celui-ci ne touche encore qu'une très petite minorité d'UPI. Pourtant, 21 % d'entre elles citent les difficultés d'accès au crédit parmi les principales difficultés qu'elles rencontrent et 29 % sollicitent une aide dans ce domaine. Une question émerge de ce constat : les microentrepreneurs informels, en principe groupe-cible des IMF du fait de leur exclusion des circuits financiers classiques, sont-ils effectivement atteints ?

2. CARACTÉRISATION DE LA CLIENTÈLE D'UNE IMF OPÉRANT À ANTANANARIVO

La discussion qui suit s'appuie sur deux sources de données : la phase 2 de l'*Enquête 1-2-3*, dont il a été fait mention précédemment et qui porte sur plus de 1 000 UPI représentatives de l'ensemble du secteur informel, et le premier passage d'une enquête réalisée au cours de la même année (2001), auprès d'un échantillon représentatif de 198 entrepreneurs clients ou anciens clients de l'IMF. Outre la représentativité statistique de leurs univers respectifs (secteur informel d'une part et clients de l'IMF de l'autre), le grand intérêt de ces deux enquêtes est

1. En théorie, les IMF n'exigent aucune garantie de la part de leurs clients. Mais cela ne se vérifie pas toujours dans les faits. À Madagascar, ainsi, certaines institutions intervenant en milieu urbain exigent des garanties allant de 60 à 130 % du montant de crédit accordé (nantissement de matériels, gage de voiture, caution solidaire, caution sur salaire, promesse d'hypothèque, etc.).

d'avoir accordé une attention toute particulière à la reconstitution des agrégats économiques (chiffre d'affaires, valeur ajoutée, etc.) et des comptes d'entreprises qui n'en tiennent pas, et d'avoir appliqué des questionnaires rigoureusement identiques. Grâce à ces deux sources de données, il est possible de comparer les caractéristiques moyennes des UPI d'Antananarivo avec celles de la clientèle de l'IMF.

Il convient d'emblée de noter que les clients de l'IMF appartiennent quasiment tous – à plus de 99 % – au secteur informel au sens où il est défini dans la phase 2 de l'*Enquête 1-2-3* (voir tableau 2). Sans que cela soit explicitement spécifié dans les objectifs de l'IMF, les micro-entreprises du secteur formel (*i.e.* qui sont enregistrées et tiennent une comptabilité), qui pourtant représentent 3 % des unités de production de moins de cinq personnes et 15 % des emplois, ne font pas partie de sa clientèle. Faute d'informations sur les demandes d'adhésion rejetées par l'IMF, nous ne sommes pas en mesure de savoir si cette caractéristique provient d'un processus d'auto-sélection de la part des microentreprises formelles qui ne s'adressent pas à l'institution ou s'il résulte d'un ciblage volontaire de la part de l'IMF parmi les microentreprises¹. Toujours est-il que cette spécificité est plutôt favorable du point de vue de la lutte contre la pauvreté dans la mesure où le secteur informel est de loin le moins rémunérateur² ; de plus, elle légitime l'usage de la phase 2 comme univers de référence de la clientèle de l'IMF.

2.1. Caractéristiques socio-démographiques des chefs d'établissement

Les dirigeants des UPI clientes de l'IMF sont en majorité des femmes (64 %) et sont plus instruits que la moyenne des dirigeants d'UPI de l'agglomération d'Antananarivo. En effet, alors que 45 % de ces derniers ont fait moins de 5 ans d'étude, cette proportion n'est que de 5 % parmi les dirigeants d'UPI clientes de l'IMF (tableau 2).

1. Les procédures et les conditions d'adhésion à l'IMF ne sont pas clairement spécifiées par l'institution elle-même.

2. En 2001, le revenu mensuel moyen des travailleurs du secteur informel était près de deux fois inférieur à celui perçu par les actifs du secteur formel, avec respectivement 224 000 Fmg et 404 000 Fmg. De plus, l'incidence de la pauvreté (avec la ligne internationale de un dollar par jour en parité de pouvoir d'achat) était de 1,5 % pour les ménages dont le chef exerçait dans le secteur public, 11 % lorsqu'il appartenait au secteur privé formel et 25,6 % quand il travaillait dans le secteur informel. 70 % des pauvres de la capitale appartenaient à ce type de ménage.

Tableau 2. – *Caractéristiques des chefs d'UPI (%)*

	<i>UPI clientes de l'IMF</i>	<i>Ensemble des UPI d'Antananarivo</i>
Sexe		
Homme	36,4	53,6
Femme	63,6	46,4
Âge		
< 21 ans	0,0	5,5
21-30 ans	28,9	24,1
31-40 ans	34,8	32,7
41-50 ans	31,8	25,5
51-61 ans	5,1	9,3
> 61 ans	0,0	2,9
Statut familial		
Chef de ménage	91,4	51,8
Conjoint du chef	1,5	31,7
Enfant du chef	3,0	14,0
Autres parents du chef	4,0	2,3
Niveau d'éducation		
Pas d'étude	1,5	31,7
< CEPE (5 ans)	3,0	14,0
BEPC/CFEPCEs (9 ans)	4,0	2,3
CFECP (11 ans)	21,7	10,1
BAC (12 ans)	21,7	7,0
DUES/DUEL (> 12 ans)	18,2	6,6

Sources : *Enquête 1-2-3 2001*, phase 2 et enquête quantitative auprès de la clientèle de l'IMF 2001, MADIO.

En dehors du niveau d'instruction, un autre facteur discriminant concerne le statut familial du dirigeant : plus de 91 % des dirigeants d'UPI clientes de l'IMF sont chefs de ménage, alors que cette proportion n'est que de 52 % au sein de l'ensemble des UPI d'Antananarivo.

2.2. Caractéristiques générales des UPI

La répartition des UPI selon la branche d'activité montre que les UPI clientes de l'IMF sont sur-représentées dans les secteurs du *transport* et de la *confection*, tandis qu'elles sont sous-représentées dans les secteurs du *BTP*, du *commerce de produits transformés* et des *services aux ménages et aux entreprises*. Ce résultat suggère qu'un certain nombre d'activités du secteur informel (commerces ou services ambulants notamment) n'entrent pas dans la cible de l'IMF en raison d'une rentabilité jugée trop faible ou de leur caractère trop risqué¹.

1. Cette hypothèse nous a d'ailleurs par la suite été confirmée par le directeur de l'institution en question.

Tableau 3. – *Caractéristiques générales des UPI (%)*

	<i>UPI clientes de l'IMF</i>	<i>Ensemble des UPI d'Antananarivo</i>
Branche d'activité		
Industrie	<u>40,0</u>	<u>32,4</u>
Agriculture	3,5	0,0
Agro-alimentaire	5,1	2,5
Confection	25,3	13,6
Autres industries	6,1	9,0
BTP	0,0	7,3
Commerce	<u>24,8</u>	<u>36,6</u>
Produits primaires	16,7	16,8
Produits transformés	8,1	19,8
Services	<u>35,4</u>	<u>31,0</u>
Services aux ménages et entreprises	9,6	22,9
Restauration	4,6	2,8
Transport	21,2	5,3
Caractéristiques d'enregistrement		
N° statistique	59,1	20,9
Comptabilité écrite	4,5	3,9
Notes personnelles	71,7	15,4
Pas de comptes	23,7	80,7
Type de local		
Ambulant	0,0	11,7
Poste sur la voie publique	2,0	11,8
Véhicule	17,7	4,6
Au domicile des clients	0,5	13,7
À domicile	38,9	22,5
Poste improvisé sur un marché public	2,5	4,8
Local professionnel	38,4	30,8
Année de création		
Avant 1981	4,6	12,8
1982-1991	21,9	21,1
1992-1996	29,1	18,9
1997-1999	36,2	27,8
2000-2001	8,2	19,4
Âge moyen des UPI	7,9 ans	10,6 ans

Sources : *Enquête 1-2-3 2001*, phase 2 et enquête quantitative auprès de la clientèle de l'IMF 2001, MADIO.

L'examen des caractéristiques d'enregistrement montre quant à lui que 79 % des UPI de l'agglomération d'Antananarivo ne disposent pas de numéro statistique et près de 81 % ne tiennent pas de comptabilité. Ces chiffres sont bien moindres dans le cas des UPI clientes de l'IMF. Néanmoins seules trois d'entre elles (0,75 %) peuvent être considérées

comme ne faisant pas partie du secteur informel parce qu'elles possèdent à la fois un numéro statistique et une comptabilité écrite formelle. Ces chiffres montrent que la clientèle de l'IMF est bien incluse dans le secteur informel comme annoncé précédemment ; ce qui ne signifie en rien une égalité de traitement à l'intérieur de ce secteur.

Pour finir, les UPI se caractérisent par une grande précarité des conditions d'activité. Ainsi, moins de 31 % des microentrepreneurs d'Antananarivo disposent d'un local spécifique pour leur activité (atelier, boutique, etc.), 36 % travaillent à domicile ou chez leurs clients et plus de 23 % ont une activité ambulante ou située sur la voie publique. La situation des UPI clientes de l'IMF est à cet égard sensiblement meilleure puisque aucune n'exerce d'activité ambulante et 2 % seulement exercent une activité dans la rue. En outre, plus de 38 % disposent d'un local professionnel.

2.3. Main-d'œuvre et emploi

Le secteur informel est principalement constitué de micro-unités (tableau 4). La répartition des UPI clientes de l'IMF selon leurs effectifs initial et actuel diffère toutefois de celle de l'ensemble du secteur informel de l'agglomération d'Antananarivo. Le tableau 4 montre en effet une très nette sous-représentation au sein de la clientèle de l'IMF des UPI constituées d'une seule personne, suggérant une politique de ciblage en faveur des UPI de plus grande taille. L'effectif moyen des UPI clientes de l'IMF est en conséquence deux fois plus élevé que celui de l'ensemble des UPI, tout en demeurant faible (trois personnes en moyenne).

Tableau 4. – *Effectifs des UPI (%)*

	<i>UPI clientes de l'IMF</i>	<i>Ensemble des UPI d'Antananarivo</i>
Effectif initial des UPI		
Auto-emploi	30,8	74,5
2 personnes	41,9	16,7
3 personnes	14,1	5,4
4 personnes et plus	13,1	3,4
Effectif actuel des UPI		
Auto-emploi	19,7	69,5
2 personnes	35,4	17,9
3 personnes	21,7	6,9
4 personnes et plus	23,2	5,7
Taille moyenne actuelle des UPI	3,5	1,5

Sources : *Enquête 1-2-3 2001*, phase 2 et enquête quantitative auprès de la clientèle de l'IMF 2001, MADIO.

2.4. Performances économiques

L'analyse de quelques agrégats économiques (chiffre d'affaires et valeur ajoutée par unité de production) montre l'échelle réduite de l'activité dans le secteur informel (tableau 5). La comparaison des nombres relatifs à la clientèle de l'IMF avec ceux portant sur l'ensemble des UPI de l'agglomération d'Antananarivo suggère là encore que la clientèle de l'IMF appartient à un secteur informel plutôt « haut de gamme ». Tous secteurs confondus, le volume d'activité des UPI clientes de l'IMF est en effet six à neuf fois supérieur en moyenne à celui de l'ensemble des UPI de l'agglomération, selon l'indicateur retenu et la date d'adhésion à l'institution¹. Cette différence de performances se retrouve au niveau de la productivité apparente du travail (mesurée par le rapport de valeur ajoutée sur le nombre d'heures de travail au cours du mois précédent l'enquête). Elle est en moyenne de 0,39 € pour l'ensemble des UPI de l'agglomération d'Antananarivo alors qu'elle atteint 1,36 € pour les UPI clientes de l'IMF.

Tableau 5. – Niveau d'activité des UPI
(Valeur moyenne pour le mois précédent l'enquête – en euros)

	<i>UPI clientes de l'IMF</i>				<i>Ensemble des UPI d'Antananarivo</i>	
	<i>Adhésion antérieure à janvier 2000</i>		<i>Adhésion postérieure à janvier 2000</i>			
	CA	VA	CA	VA	CA	VA
Industrie						
Agriculture/élevage	1 607	551	1 631	1 054	/	/
Agro-alimentaire	615	170	3 758	1 628	223	77
Confection	2 801	1 435	1 456	861	142	71
Autres industries	2 109	1 071	838	341	147	87
BTP	/	/	/	/	201	138
Commerce						
Produits primaires	2 885	309	3 070	634	559	97
Produits transformés	7 108	1 621	4 066	771	499	117
Services						
Ménages et entreprises	1 491	1 280	315	133	142	89
Restauration	1 688	791	1 220	522	483	163
Transport	668	398	713	538	463	233
Ensemble	2 145	918	1 886	669	316	106

Sources : Enquête 1-2-3 2001, phase 2 et enquête quantitative auprès de la clientèle de l'IMF 2001, MADIO.

Notes : CA : chiffre d'affaires. VA : valeur ajoutée. En 2001, le taux de change était de 6 100 FMG pour 1 €.

1. Il est évidemment possible que le dynamisme relatif des UPI clientes de l'IMF soit consécutif à l'octroi de prêts de la part de l'institution. L'objectif de la section suivante est justement de faire la part entre les différences de performances qui résultent de la politique de ciblage de l'IMF et celles qui résultent des financements accordés par l'institution.

Ainsi, l'analyse descriptive des données qui vient d'être présentée permet d'aboutir aux conclusions suivantes :

- en termes de ciblage, l'IMF remplit bien sa mission en touchant une clientèle de petites entreprises urbaines du secteur informel ;
- cependant, si l'univers de référence effectif de l'IMF est bien inclus dans le secteur informel, celle-ci s'adresse à la frange « supérieure » de ce secteur. En moyenne, les entreprises clientes de l'IMF génèrent plus de chiffre d'affaires ou de valeur ajoutée que la moyenne des unités de production du secteur informel, à la fois parce qu'elles disposent de plus de facteurs de production (capital, travail, etc.), mais aussi parce que leur productivité est supérieure ;
- le profil socio-démographique des chefs d'UPI clients de l'IMF est lui aussi marqué. En particulier, ils sont nettement plus éduqués, plus féminins, et beaucoup plus souvent des chefs de ménage. Ce résultat est intéressant, puisque les femmes chefs de famille monoparentale, bien plus souvent en situation de pauvreté et de précarité¹, bénéficient d'un appui privilégié de l'IMF sans qu'il nous soit possible d'en déterminer réellement la cause (stratégie délibérée de l'IMF ou plus grande réceptivité de cette sous-population ?) ;
- enfin, la clientèle de l'IMF se recrute dans trois branches d'activité : *les transports, la confection et le commerce de produits primaires.*

3. IMPACT DES FINANCEMENTS ACCORDÉS PAR L'IMF SUR LES PERFORMANCES DES MICROENTREPRISES

L'objectif de cette section est de mesurer l'impact des financements accordés par l'IMF sur l'activité des UPI qu'elle finance, de façon à voir si les différences de performances constatées dans la section précédente résultent de la politique de ciblage de l'institution ou si elles s'expliquent par les crédits qu'elle octroie.

3.1. Présentation de la méthodologie

3.1.1. Exposé du problème

Évaluer l'impact (au niveau micro-économique) de l'intervention d'une IMF revient à se poser la question suivante : en quoi la situation

1. 95 % des ménages dirigés par des femmes sont des familles monoparentales, dont l'incidence de la pauvreté est deux fois supérieure à celle de l'ensemble des ménages de la capitale (34,5 % vs 17,4 %).

des microentreprises clientes de l'institution (mesurée par le chiffre d'affaires, le nombre d'employés, l'insertion dans le tissu économique, etc.) est-elle différente, en moyenne, de ce qu'elle aurait été si cette institution n'avait pas existé ?

La difficulté à laquelle doit faire face l'évaluateur lorsqu'il cherche à répondre à cette question tient à l'existence de biais de sélection. Ceux-ci ont une double origine :

- Biais résultant des comportements de sélection du personnel de l'IMF

En dehors des éventuels critères d'attribution propres à l'institution, les agents d'une IMF peuvent décider ou non de satisfaire la demande de crédit émanant d'une UPI sur la base de critères, observables ou inobservables, qui ne sont pas indépendants de la variable d'intérêt (ici les performances de l'UPI). Pour cette raison, s'il apparaît que le fait d'être client de l'IMF accroît le volume d'activité, cette conclusion peut tout aussi bien découler de l'« écrémage » lors de la sélection que de l'effet des financements accordés.

- Auto-sélection des bénéficiaires potentiels

Différents facteurs influencent la décision de demander un prêt auprès d'une IMF. Certains sont observables par l'évaluateur, tels que l'âge du micro-entrepreneur, son niveau d'étude, etc. tandis que d'autres ne le sont pas, tels que la motivation, le sérieux, la confiance en soi, etc. Le risque est alors de conclure que le supplément d'activité est consécutif aux financements accordés par l'IMF quand celui-ci résulte simplement du fait que les clients de l'IMF sont dès l'origine plus sérieux et motivés que la moyenne des micro-entrepreneurs.

Quand les biais de sélection découlent de caractéristiques que l'évaluateur est en mesure d'observer, il est possible de corriger ces biais. Dans le cas contraire, les résultats de l'évaluation sont à considérer avec une certaine prudence. Lorsque les données ont une dimension en panel, toutefois, l'effet des caractéristiques inobservables peut être purgé en introduisant un effet fixe individuel ou en ayant recours aux estimateurs en double différence¹.

3.1.2. La méthode des « groupes appariés »

Les méthodes existantes pour évaluer les résultats d'un projet varient selon un continuum de niveaux de complexité. À une extrémité du spectre, on trouve les évaluations qui se chargent uniquement de déter-

1. Une autre solution est de recourir à une modélisation jointe des résultats potentiels du traitement et de l'affectation au traitement (modèle de sélection par les inobservables). Heckman *et al.* (2000) montrent toutefois que les biais en cas de mauvaise spécification peuvent être importants et que les résultats sont assez sensibles aux hypothèses sur la loi des perturbations.

miner si les indicateurs clés de l'activité des participants au programme ont atteint les objectifs fixés ou tout simplement progressé. Ces dernières sont relativement simples à réaliser et permettent d'obtenir rapidement des résultats, ce qui explique qu'elles soient les plus répandues (cf. Cerise, 2003). Ce type d'évaluation présente toutefois des limites. Il n'autorise pas des interprétations convergentes sur le degré auquel il est possible d'attribuer un changement à une intervention donnée. En outre, il ne s'intéresse généralement qu'aux participants au programme ; il ne réalise aucune comparaison avec les groupes qui n'y ont pas participé et ne cherche pas à isoler les effets du programme, d'autres événements ayant pu survenir simultanément.

À l'autre extrémité du spectre, on trouve des évaluations quantitatives faisant intervenir des techniques statistiques (parfois complexes) pour mesurer le « contrefactuel » (c'est-à-dire ce qui se serait passé en l'absence de l'intervention)¹.

L'une de ces méthodes consiste à identifier des groupes de non-participants (ou groupes-témoins) présentant des caractéristiques analogues à celles des participants (le groupe traité) et à les comparer entre eux. Parmi les critères généralement pris en compte pour l'appariement figurent notamment l'âge, le sexe, l'activité professionnelle, la branche d'activité, etc. Sont en revanche exclues, faute d'observation satisfaisante, certaines dimensions pertinentes telles que la motivation ou la confiance en soi². Une autre méthode consiste à comparer la situation des bénéficiaires du programme avant et après sa mise en œuvre. À défaut d'informations sur la situation des bénéficiaires avant la mise en œuvre du programme, il est également possible, mais moins satisfaisant, de recourir à une comparaison de leur situation entre deux dates postérieures à la mise en œuvre. Une troisième méthode, dite de double différence, compare quant à elle la situation d'un groupe de bénéficiaires et de non bénéficiaires (première différence), avant et après intervention (seconde différence).

Compte tenu des bases de données qui étaient à notre disposition lors de la réalisation de l'étude, la méthode que nous avons retenue est celle dite du *matching* (Rubin, 1977 ; Rosenbaum et Rubin, 1983 ; Heckman *et al.*, 1997), plus connue dans la littérature française comme méthode des « groupes appariés », dont l'application a pendant longtemps été confinée à l'évaluation de programmes de formation. Concrètement, cela a consisté à sélectionner, à partir des fichiers de données de la phase 2 de l'*Enquête 1-2-3* des micro-entreprises non clientes présentant des caractéristiques comparables à celles de la clientèle de l'IMF et à appairier ces micro-entreprises entre elles sur la base d'un score de propen-

1. Pour une synthèse de ces méthodes, voir Banque mondiale, 2000

2. Il en résulte qu'on ne peut jamais être complètement sûr que les différences observées entre les deux groupes à la fin du programme soient imputables au programme et non à des différences qui existaient déjà entre les caractéristiques inobservées des participants et des non-participants.

sion. Ce score n'est autre que la probabilité de faire partie de la clientèle de l'IMF, estimée à partir d'une analyse multivariée¹. En d'autres termes, à chaque UPI cliente de l'IMF a été associée une UPI non cliente dotée de caractéristiques similaires (en moyenne) et qui aurait donc eu autant de chance d'obtenir un crédit si elle s'était adressée à l'institution. Une fois l'appariement réalisé, de simples tests non paramétriques de comparaison de moyennes ont été effectués afin d'évaluer ce qu'aurait été la situation potentielle de la clientèle de l'IMF si elle n'avait pas bénéficié de crédits². Avant de présenter les résultats de l'analyse d'impact proprement dite, il est intéressant de voir comment la clientèle de l'IMF perçoit l'impact des financements qui lui sont accordés.

3.2. Impact perçu par la clientèle

Le questionnaire adressé aux clients de l'IMF contient un module intitulé « Changements induits par le crédit ». L'échantillon étant statistiquement représentatif, les réponses formulées par les enquêtés nous informent sur la façon dont la clientèle dans son ensemble perçoit l'action de l'institution. 87 % des clients de l'IMF interrogés déclarent que les prêts contractés ont induit un changement positif sur leur entreprise (tableau 6).

Tableau 6. – Impact perçu des prêts octroyés (%)

	<i>En augmentation/ positif</i>	<i>En baisse/ négatif</i>	<i>Inchangé</i>	<i>Ne sait pas</i>
Niveau de production	76,1	3,9	18,1	1,5
Qualité des produits	67,8	1,5	28,0	2,7
Diversification de la production	45,8	0,6	53,3	0,3
Niveau des ventes	67,5	5,1	26,8	0,6
Effectifs employés	13,3	1,5	84,6	0,6
Niveau des actifs	42,2	0,3	56,6	0,9
Niveau de trésorerie	74,1	5,1	18,7	1,5
Changement global induit	87,1	3,0	9,3	0,6

Source : Enquête quantitative auprès de la clientèle de l'IMF 2001, MADIO.

Note : Ces statistiques portent sur 198 clients et 332 prêts.

1. Les résultats de la régression, estimée à l'aide d'un modèle probit, sont disponibles auprès des auteurs. Parmi les variables retenues figurent l'âge du micro-entrepreneur, son sexe, son niveau d'étude et le type d'apprentissage suivi, la branche d'activité de l'UPI, le type de local, la date de création de l'UPI, l'effectif à la création et la valeur initiale du stock de capital. Pour les clients, toutes ces variables sont mesurées *ex ante*, c'est-à-dire avant adhésion à l'IMF.

2. Précisons ici qu'il n'est possible de construire un « contrefactuel » que pour les micro-entreprises dont le score se situe à l'intérieur de la zone où la distribution des scores des microentreprises clientes et celle des non clientes se chevauchent. Dans la présente étude, ainsi, nous n'avons pu obtenir de « contrefactuel » pour les UPI clientes de l'IMF dont le score est proche de 1.

Ce changement s'est manifesté par une augmentation du niveau de la production (76 % des cas), une amélioration de la qualité des produits (68 %) ou encore une diversification de la production (46 %). L'impact perçu des prêts sur la main-d'œuvre paraît en revanche négligeable.

3.3. Mesure objective de l'impact

Compte tenu de la grave crise politique de 2002 et de ses répercussions sur la dynamique économique, il est important de tenter d'isoler l'effet spécifique de la crise dans notre analyse d'impact. Grâce aux données fournies par le dispositif d'évaluation, nous sommes en mesure de distinguer deux sous-périodes. Dans un premier temps, nous estimons l'impact de l'IMF en septembre 2001, soit juste avant le déclenchement de la contestation populaire et après la plus longue phase de croissance économique qu'a connue le pays depuis l'indépendance. Dans un second temps, nous mobilisons la deuxième enquête de suivi sur un panel de clients et de témoins réalisée en mars 2003, soit neuf mois après la résolution du conflit, pour apprécier la performance du projet après la rupture de 2002.

3.3.1. Impact de l'IMF en 2001

Plusieurs variables relatives à l'activité des UPI ont été retenues pour l'analyse d'impact : le chiffre d'affaires, la production, la valeur ajoutée, l'excédent brut d'exploitation, l'emploi, le capital et la productivité du capital et du travail. Les résultats sont présentés dans le tableau 7. Pour chaque variable, le gain net est égal à la différence entre les performances moyennes des UPI clientes et celles de leurs jumelles, rapportée à la performance moyenne des jumelles. Le test effectué est un test de comparaison de moyennes. Dans la première colonne, chaque UPI cliente de l'IMF est appariée avec une UPI non cliente ayant, statistiquement parlant, les mêmes chances qu'elles d'obtenir un crédit. Dans la seconde colonne, c'est avec cinq UPI non clientes jumelles et non plus une seule qu'est appariée chaque UPI cliente de l'IMF. Ce second estimateur utilise davantage d'informations et est, à ce titre, plus pertinent que le premier¹.

Quel que soit l'indicateur de performance retenu, l'impact des financements accordés par l'IMF est globalement positif pour les UPI qui en ont bénéficié. En outre, cet effet positif est la plupart du temps significativement différent de zéro. Si l'on se concentre par exemple sur le premier indicateur d'output, il apparaît qu'être client de l'IMF donne lieu à un gain net de chiffre d'affaires de 149 % en moyenne. Tous les autres indicateurs de performance témoignent de la même évolution. Il en est

1. Dans tous les cas, l'écart du score de propension entre chaque client et son jumeau est inférieur à 5 points de pourcentage.

ainsi du niveau de la production : les UPI clientes de l'IMF obtiennent un supplément de production moyen d'une valeur de 704 euros par mois, soit une augmentation de 134 % par rapport à la situation de référence. En ce qui concerne l'emploi, enfin, l'impact est également positif et significatif puisque les UPI clientes de l'IMF comptent en moyenne un employé de plus que les UPI du groupe-témoin, soit une augmentation de 57 %. Ce dernier résultat diffère de l'impact sur l'emploi tel qu'il est perçu par la clientèle. Il montre que les chefs d'UPI ont parfois des difficultés à évaluer ce que serait la situation de leur entreprise en l'absence des financements accordés par l'IMF et met en exergue les limites d'une évaluation fondée sur la seule perception des bénéficiaires.

Tableau 7. – Gains nets du projet (%) (sept. 2001)

	Mode d'appariement	
	UPI ayant le score de propension le plus proche	5 UPI ayant le score de propension le plus proche
Outputs		
Chiffre d'affaires	+ 148,7 (***)	+ 144,0 (***)
Production	+ 134,0 (***)	+ 142,4 (***)
Valeur ajoutée	+ 103,7 (***)	+ 125,3 (***)
Excédent brut d'exploitation	+ 112,9 (***)	+ 131,2 (***)
Facteurs de production		
Nombre actuel d'employés	+ 56,6 (***)	+ 68,0 (***)
Valeur actuelle du stock de capital	+ 67,2	- 4,6
Productivité		
VA/L1	+ 66,9 (***)	+ 61,5 (***)
VA/L2	+ 182,2 (**)	+ 164,1
VA/K	+ 14,9	+ 21,0

Sources : Enquête 1-2-3 2001, phase 2 et enquête quantitative auprès de la clientèle de l'IMF 2001, MADIO.

Notes : Le nombre d'UPI clientes de l'IMF appariées est 168 ; le nombre d'UPI non clientes de l'IMF et servant de contrôle est 87 (certaines sont utilisées plusieurs fois). VA : Valeur ajoutée ; L1 : Nombre de travailleurs ; L2 : Nombre d'heures de travail par mois. K : valeur du capital au coût du remplacement ; * : significatif au seuil de 1% ; ** : significatif au seuil de 5% ; *** : significatif au seuil de 1%.

Ces résultats conduisent à la question suivante : l'impact du crédit varie-t-il en fonction de différents groupes de bénéficiaires ? Pour y répondre, le choix a été fait de classer les UPI clientes selon leur date d'adhésion à l'institution. Concrètement, les UPI ont été réparties en deux groupes, l'un rassemblant les UPI ayant adhéré avant le 1^{er} janvier

2000, l'autre rassemblant les UPI ayant adhéré après cette date (ce seuil a été retenu parce qu'il permet de disposer de deux groupes de taille significative). Ensuite, les mêmes calculs que ceux présentés précédemment ont été effectués. Les résultats obtenus fournissent plusieurs enseignements d'intérêt (tableau 8). Tout d'abord, les gains nets enregistrés par les UPI ayant adhéré avant janvier 2000 sont dans l'ensemble bien supérieurs à ceux enregistrés par les adhérents récents. Ensuite, lorsque l'on se concentre sur les seuls adhérents récents de l'IMF on constate que l'impact du projet est positif sur la plupart des indicateurs de performance retenus, mais bien souvent non significatif d'un point de vue statistique. Ces résultats suggèrent que l'impact positif des crédits octroyés n'est perceptible que lorsque l'adhésion à l'IMF remonte à plus de deux ans ou, plus vraisemblablement, qu'il ne l'est que pour les UPI ayant déjà bénéficié de plusieurs prêts.

Tableau 8. – *Gains nets du projet selon la date d'adhésion à l'IMF (%) (sept. 2001)*

	<i>Membres de l'IMF ayant adhéré avant le 1^{er} janvier 2000</i>	<i>Membres de l'IMF ayant adhéré après le 1^{er} janvier 2000</i>
Outputs		
Chiffre d'affaires	+ 213,2 (***)	+ 111,7 (***)
Production	+ 293,6 (***)	+ 56,2 (**)
Valeur ajoutée	+ 251,3 (**)	+ 35,2
Excédent brut d'exploitation	+ 251,2 (**)	+ 45,9
Facteurs de production		
Nombre actuel d'employés	+ 130,5 (***)	+ 12,9
Valeur actuelle du stock de capital	+ 227,4	- 26,7
Productivité		
VA/L1	+ 110,9(***)	+ 41,9 (**)
VA/L2	+ 448,1 (**)	+ 64,4
VA/K	- 99,9	+ 8,7

Sources : *Enquête 1-2-3 2001*, phase 2 et enquête quantitative auprès de la clientèle de l'IMF 2001, MADIO.

** Significatif au seuil de 5% ; *** : significatif au seuil de 1%. Les chiffres entre parenthèses sont les écart-types.

Notes : Col.1 : le nombre d'UPI clientes de l'IMF appariées est 73 (sur 88) ; le nombre d'UPI non clientes et servant de contrôle est 50 (sur 913). Col.2 : Le nombre d'UPI clientes de l'IMF appariées est 95 (sur 110) ; le nombre d'UPI non clientes et servant de contrôle est 55 (sur 913). Le mode d'appariement est ici un jumeau par UPI. VA : Valeur ajoutée ; L1 : Nombre de travailleurs ; L2 : Nombre d'heures de travail par mois. VA/L1 est exprimée en milliers de FMG/travailleur ; VA/L2 est exprimée en milliers de FMG/heure ; K : valeur du capital au coût du remplacement.

3.3.2. Impact de l'IMF en 2003, après la crise : une analyse de panel

Afin d'analyser l'impact du projet dans la durée, un dispositif de suivi consistant en la réalisation d'un second passage d'enquête a été mis en place. L'objectif était de réinterroger l'ensemble des 168 clients retenus à l'issue du processus d'appariement, ainsi que leurs 87 jumeaux.

Ce second passage d'enquête a été réalisé en mars 2003, soit quelques mois après la fin de la crise politique. Au total, 130 clients et 67 témoins ont été retrouvés, ce qui équivaut à des taux d'attrition respectifs de 78 % et 77 %. Il n'est malheureusement pas possible d'identifier précisément les causes de cette déperdition (fermeture des entreprises pour raisons économiques, déménagements des propriétaires, refus de répondre, etc.). Les seules informations disponibles sur les UPI non retrouvées concernent les clients de l'IMF. Sur les 38 clients sortis du panel, 40 % sont en contentieux avec l'IMF tandis que l'IMF est sans nouvelles pour les 60 % restants. En faisant l'hypothèse raisonnable que la proportion de refus à l'enquête n'est pas sensiblement différente chez les clients et les témoins, on peut conclure que la participation au projet n'a pas eu d'effet sur le taux de survie des entreprises dans la crise. En outre, l'attrition ne semble pas sélective : en effet, les caractéristiques des UPI du panel ne diffèrent pas de manière significative de celles des UPI qui n'ont été enquêtées qu'en 2001, à l'exception de la proportion d'UPI commerciales, significativement inférieure dans le panel¹.

Si le protocole de suivi ne fournit pas d'informations précises sur la dynamique démographique des entreprises (taux de mortalité et de création), il permet en revanche d'apprécier l'impact de l'IMF sur les entreprises qui étaient déjà en activité avant la crise. Pour les 108 clients et 54 témoins correspondants du panel², nous avons calculé les gains nets du projet, en suivant la même méthodologie que précédemment. L'intérêt de l'exercice réside dans le fait que nous pouvons apprécier l'impact dynamique du projet avant et après la crise de 2002, donc dans deux contextes économiques très contrastés.

En 2003, les gains nets du projet restent toujours significativement positifs, mais ils se sont fortement érodés (tableau 9). Dans un contexte général de baisse de la demande – entre 2001 et décembre 2002, le revenu réel des ménages de l'agglomération a chuté de plus de 20 % (Ramilison, 2003) – et de décapitalisation des entreprises, les clients survivants ont en moyenne moins bien supporté la crise que leurs jumeaux. À titre d'exemple, alors que la valeur ajoutée moyenne créée

1. Les tests d'attrition sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

2. Nous intéressés à la dynamique interne des entreprises, nous avons exclus de l'analyse les 22 clients retrouvés qui ont changé d'activité entre 2001 et 2003. De plus, du fait de l'attrition, un certain nombre de clients du panel ont perdu leur « jumeau » du groupe témoin. Chacune de ces UPI a été appariée à l'entreprise du groupe témoin retrouvée dont le score de propension était le plus proche. Dans tous les cas, l'écart des scores de propension entre chaque client et son « témoin » reste inférieur à 5 %.

par les UPI clientes dépassait celle des témoins de 7 830 euros en 2001, l'écart n'est plus que de 4 760 euros (constants) en 2003. En fait, ce diagnostic mérite d'être nuancé pour deux raisons. D'une part, lorsqu'on met en relation les variables d'output des entreprises avec les facteurs de production mis en œuvre pour les obtenir (travail et capital), les indicateurs de performances qui en résultent, notamment la productivité apparente du travail, sont nettement à l'avantage des clients et en augmentation entre 2001 et 2003. D'autre part, si l'on ne raisonne plus sur les résultats économiques moyens mais sur les médianes – moins sensibles aux erreurs de mesure – les clients s'en sont systématiquement mieux tirés que les témoins. Pour toutes les variables d'output considérées, en effet, les gains nets du projet sont positifs et croissants entre 2001 et 2003. Cette différence d'appréciation suivant que l'on s'appuie sur les moyennes ou les médianes s'explique par le fait que la crise a touché davantage les plus grosses UPI, beaucoup plus nombreuses chez les clients. Dans un contexte de réduction de la demande globale, les ménages ont réorienté leurs achats sur les biens de première nécessité, au détriment des entreprises fabriquant ou commercialisant des biens et des services à plus forte élasticité-revenu.

Tableau 9. – Gains nets du projet 2001-2003 (en euros constants de 2001)

	<i>Années</i>		<i>Variations 2001/2003 (double différence)</i>	
	<i>2001</i>	<i>2003</i>	<i>Moyennes</i>	<i>Médianes</i>
Outputs				
Chiffre d'affaires annuel	+ 22 263 (***)	+ 15 940 (***)	- 6 322 (n.s.)	+ 1 383
Production annuelle	+ 14 346 (***)	+ 7 122 (***)	- 7 224 (*)	+ 1 131
Valeur ajoutée annuelle	+ 7 830 (***)	+ 4 756 (***)	- 3 074 (n.s.)	+ 218
Excédent brut d'exploitation annuel	+ 7 406 (***)	+ 4 288 (***)	- 3 118 (n.s.)	+ 203
Facteurs de production				
Nombre actuel d'employés	+ 1,69 (***)	+ 1,83 (***)	+ 0,15 (n.s.)	- 0,5
Valeur actuelle du stock de capital	+ 5 561 (n.s.)	+ 3 919 (***)	- 1 642 (n.s.)	- 71
Productivité				
VA/L1	+ 116,5 (**)	+ 103,1 (**)	- 13,4 (n.s.)	+ 1,9
VA/L2	+ 2,3 (n.s.)	+ 4,8 (n.s.)	+ 2,5 (n.s.)	- 0,1
VA/K	- 0,09 (n.s.)	- 0,06 (*)	+ 0,03 (n.s.)	+ 0,8

Sources : *Enquête 1-2-3 2001*, phase 2, enquêtes quantitatives auprès de la clientèle de l'IMF 2001, MADIO et enquête de suivi 2003, DIAL/INSTAT.

Notes : Voir Tableau 7. Le nombre d'UPI clientes de l'IMF apparées est 108 ; le nombre d'UPI non clientes et servant de contrôle est 54. En 2001, le taux de change était de 6 100 FMG pour 1 €. * : significatif au seuil de 1% ; ** : significatif au seuil de 5% ; *** : significatif au seuil de 1%.

Bien que les gains nets du projet se soient en moyenne réduits entre les deux dates, l'analyse en double différence montre que la plupart de ces différences ne sont pas statistiquement significatives. Ce résultat signifie que les UPI clientes n'ont fait ni mieux ni moins bien que les témoins pendant la crise. En conséquence, si l'impact du projet reste positif en 2003, cet effet est entièrement imputable aux bénéficiaires engrangés avant la crise, cette dernière ayant enrayeré la dynamique positive que l'IMF procurait à ces clients en période de croissance.

En découpant l'échantillon de clients en quartiles selon le chiffre d'affaires en 2001, nous avons cherché à savoir si la performance relative des clients pendant la crise était liée à leur taille.

L'analyse en double différence permet là encore de répondre à cette question. Comme le montre le tableau 10, l'absence d'écart en moyenne cache d'importantes disparités suivant la taille. La performance relative des clients est une fonction décroissante du volume d'activité au début de la crise. Si les UPI clientes des deux premiers quartiles ont continué à accroître l'avantage dont elles bénéficiaient par rapport aux témoins, les clients du troisième quartile ont seulement réussi à le stabiliser, tandis que les UPI du dernier quartile ont vu leur position relative très substantiellement amputée.

Tableau 10. – *Gains nets du projet entre 2001 et 2003, selon le chiffre d'affaires en 2001 (euros)*

<i>Chiffre d'affaires 2001</i>	<i>Double différence</i>
1 ^{er} quartile	+ 5 167 (***)
2 ^e quartile	+ 6 146 (*)
3 ^e quartile	+ 12 974 (n.s.)
4 ^e quartile	- 49 578 (**)

Sources : Enquête 1-2-3 2001, phase 2, enquêtes quantitatives auprès de la clientèle de l'IMF 2001, MADIO et enquête de suivi 2003, DIAL/INSTAT.

Notes : En 2001, le taux de change était de 6 100 FMG pour 1 €. * : significatif au seuil de 1% ; ** : significatif au seuil de 5% ; *** : significatif au seuil de 1%.

Si l'impact positif du projet est clairement établi en phase de croissance, son effet en période de récession est plus incertain. Le fait que la dynamique des clients n'ait pas été systématiquement meilleure (ni pire) que celle des témoins entre 2001 et 2003 ne permet pas réellement de trancher. Pour être en mesure de le faire, il aurait fallu que les témoins soient parfaitement comparables aux clients au point d'entrée en crise. Cependant, cette condition n'était plus vérifiée, puisque ces derniers avaient déjà atteint une taille très supérieure aux témoins, grâce juste-

ment aux crédits octroyés par l'IMF. Faute de « contrefactuel » approprié, il n'est donc pas possible de savoir si la performance mitigée des clients pendant la crise est due au fait que celle-ci a affecté de manière privilégiée les plus grosses UPI (clientes ou non), ou que l'IMF n'a pas réussi à protéger ses clients, toutes choses égales d'ailleurs.

Finalement, malgré les difficultés engendrées par la crise de 2002, l'impact de l'IMF reste très largement positif en 2003. La perception de la clientèle est d'ailleurs en ligne avec ce constat objectif. Pour 82 % des clients enquêtés en 2003, les changements induits par l'ensemble des prêts octroyés par l'IMF sont positifs, contre moins de 3 % qui affirment le contraire. Comme l'enquête fournit l'appréciation du client pour chacun des prêts qu'il a obtenu depuis son adhésion à l'IMF, nous pouvons mesurer l'impact perçu pour les prêts obtenus avant et pendant la crise. A des fins de comparaison, nous ne commentons ici que les résultats concernant les clients du panel.

Tableau 11. – *Impact perçu des prêts octroyés, sept. 2001 et mars 2003*
(solde d'opinion)

	Échantillon complet			Panel		
	Avant 2001	Entre 2001 et 2003	Variations	Avant 2001	Entre 2001 et 2003	Variations
Niveau de production	+ 73,4	+ 80,0	+ 6,6	+ 76,9	+ 81,7	+ 4,8
Qualité des produits	+ 59,6	+ 63,8	+ 4,2	+ 70,4	+ 64,8	- 5,6
Diversification de la production	+ 47,1	+ 56,9	+ 9,8	+ 55,4	+ 56,3	+ 0,9
Niveau des ventes	+ 65,7	+ 62,3	- 3,4	+ 71,0	+ 63,4	- 6,6
Effectif employé	+ 22,9	+ 29,2	+ 6,3	+ 32,3	+ 31,0	- 0,7
Niveau des actifs	+ 37,8	+ 43,9	+ 6,1	+ 45,2	+ 52,1	+ 6,9
Niveau de trésorerie	+ 57,2	+ 66,9	+ 9,7	+ 65,1	+ 69,0	+ 3,9
Changement global induit	+ 77,4	+ 82,3	+ 4,9	+ 86,0	+ 87,3	+ 1,3
Nombre de prêts concernés	376	130	-	186	71	-
Nombre de clients enquêtés	228	228	228	108	108	108

Sources : Enquêtes quantitatives auprès de la clientèle de l'IMF 2003, DIAL/INSTAT.

Notes : Le solde d'opinion est égal à la différence entre le % d'opinions positives et négatives.

Dans l'ensemble, les déclarations des clients présentent une grande cohérence, comme le montre le jugement qu'ils portent sur les mêmes prêts dans les deux enquêtes, en 2001 et 2003 (pour les prêts antérieurs à 2001). Massivement, les prêts reçus entre septembre 2001 et mars 2003 sont jugés positivement par les clients (tableau 11). Le solde d'opinion concernant les changements induits est très positif (+ 87,3 %), et même légèrement supérieur au solde correspondant aux prêts antérieurs à septembre 2001 (+ 86 %). Quelle que soit la rubrique consi-

dérée, les soldes d'opinion sont toujours largement positifs et peu différents de ceux obtenus pour les prêts d'avant la crise. En évolution, ils ont légèrement baissé par rapport à 2001, pour le niveau des ventes et la qualité des produits. Ce résultat est conforme avec les caractéristiques de la période de crise : contraction de la demande engendrant un déplacement vers des produits bas de gamme.

Mentionnons pour finir que les prêts octroyés sont non seulement perçus comme ayant un impact favorable sur l'activité de l'entreprise, mais qu'ils jouent aussi sur les conditions de vie de la famille des clients. Tous les soldes d'opinion sont largement positifs : amélioration du niveau de vie (+ 75,5 %), de la santé (+ 71,1 %), de la scolarité des enfants (+66,5 %), etc.

4. CONCLUSION

Cette étude a cherché à mesurer l'impact d'une IMF intervenant auprès de micro-entrepreneurs de l'agglomération d'Antananarivo. L'analyse s'est appuyée sur les résultats de deux enquêtes *ad hoc* : l'une réalisée en 2001 sur un échantillon représentatif d'unités de production informelles de l'agglomération d'Antananarivo ; l'autre réalisée en 2001 et 2003 sur un panel de clients de l'IMF en question. Mesuré en 2001, trois mois avant le déclenchement de la crise politique, l'impact de l'IMF apparaît largement positif. La comparaison des performances des UPI clientes de l'IMF avec celles des UPI jumelles montre en effet que, dans un contexte de croissance économique, l'accès au crédit contribue à accroître sensiblement le niveau d'activité et la productivité des micro-entreprises. Sur la période 2001-2003, en revanche, la dynamique des clients de l'IMF n'apparaît pas significativement différente de celle de leurs jumeaux. L'impact des financements accordés par l'IMF est donc plus incertain en période de récession. L'absence de « contrefactuel » approprié ne permet toutefois pas de savoir si les performances mitigées des clients pendant la crise résultent d'un effet de structure (la crise a touché les plus grosses UPI et celles-ci étaient surreprésentées au sein de la clientèle de l'IMF), lui-même dû à l'impact positif du projet, ou si elles résultent du fait que les financements octroyés par l'institution n'ont guère offert de protection durant cette phase de récession. Néanmoins, grâce aux bénéfices engrangés avant la crise, l'impact de l'IMF mesuré en 2003 n'en demeure pas moins largement positif puisque les performances des clients de l'institution à cette date demeurent meilleures que celles de leurs jumeaux. Pour finir, l'analyse des caractéristiques des bénéficiaires a montré que si l'IMF, conformément à sa mission, touchait bien une clientèle de petites entreprises urbaines du secteur informel, elle ne s'adressait qu'à la frange « supérieure » de ce secteur. Ce phénomène de sélection des clients potentiels vers les « plus riches

des pauvres » a déjà été souligné dans d'autres études. Il est lié à la professionnalisation et la sécurisation financière des IMF.

Si la mise en œuvre de protocoles et de techniques d'évaluation scientifiquement contrôlés permet de progresser dans le domaine des études d'impact de projets ou de politiques (représentativité et robustesse des résultats, quantification d'« effets nets », toutes choses égales d'ailleurs, etc.), il convient de rester modeste quant aux enseignements que l'on peut en tirer. Certes du point de vue des clients de l'IMF, il apparaît clairement que les crédits ont un impact positif très significatif sur leur activité et sont bien perçus comme tels par les bénéficiaires. Pour l'IMF aussi, ces résultats, qui se traduisent par un fort indice de satisfaction de sa clientèle, le bilan est positif (encore conviendrait-il de tenir compte de ses coûts de fonctionnement). En revanche, si l'on adopte une perspective plus générale de politique publique, le diagnostic final est loin d'être définitivement établi. Compte tenu du très faible taux de pénétration des IMF à Antananarivo, il est vraisemblable que l'impact significatif et substantiel à l'échelle microéconomique soit extrêmement faible à l'échelle macroéconomique. En outre, il faudrait s'interroger sur d'éventuels effets de substitution, par exemple si la réussite des clients de l'IMF avait conduit à la faillite de concurrents moins favorisés. Enfin, dans le domaine des politiques publiques, cette évaluation d'impact reste très partielle. Comment, par exemple, mesurer les conséquences en termes de pauvreté de mesures alternatives : à budget donné, vaut-il mieux réhabiliter les infrastructures routières, améliorer la qualité de l'enseignement primaire ou encore mettre en place une IMF ? L'immensité du chantier à défricher en matière d'évaluation d'impact, qui prend aujourd'hui un nouveau départ sous l'acronyme anglais de PSIA (*Poverty and Social Impact Analysis*) face à la relative faiblesse des instruments existants ne doit pas nous conduire à abandonner mais plutôt à aller de l'avant sur cette voie, tant les questions posées gardent toute leur pertinence et restent à ce jour sans réponse satisfaisante.

BIBLIOGRAPHIE

- Adams D. et von Pischke J.-D., « Microenterprise Credit Programs: Déjà Vu », *World Development*, vol. 20, n° 10, 1992, p. 1463-1470.
- Banque mondiale, *Évaluation de l'impact des projets de développement sur la pauvreté. Manuel à l'attention des praticiens*, Washington, 2000, p. 170.
- Cerise, « L'évolution récente des enjeux et outils de l'analyse d'impact en microfinance », *Techniques financières et développement* 70, mars 2003, p. 52-56.
- Heckman J., Ichimura H., Smith J. et Todd P., « Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme », *Review of Economic Studies*, 64, 1997, p. 605-654.

- Heckman J., Tobias J. et Vytlacil E., « Simple Estimators for Treatment Parameters in a Latent Variable Framework with an Application to Estimating the Returns to Scholing », *NBER Working Papers*, 7950, 2000.
- Littlefield E., Morduch J. et Hashemi S., « Is Microfinance an Effective Strategy to Reach the Millennium Development Goals? », *CGAP focus note* 24, January 2003, 11 p.
- Morduch J., « The Microfinance Promise », *Journal of Economic Literature*, vol. XXXVII, 1999, p. 1569-1614.
- Ramilison E., « Impact de la crise politico-économique de 2002 sur l'emploi et les conditions d'activité des ménages de l'agglomération d'Antananarivo », Projet MADIO, juin 2003, Antananarivo.
- Rakotomanana F., Ravelosoa R. et Roubaud F., « L'Enquête 1-2-3 sur le secteur informel et la satisfaction des besoins des ménages dans l'agglomération d'Antananarivo 1995, 1998 : la consolidation d'une méthode », *Stateco*, n° 95/96/97, 2000, p. 41-62.
- Rosenbaum P. et Rubin D., « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika* 70, n° 1, 1983, p. 41-55.
- Rubin D., « Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate », *Journal of educational Statistics*, vol. 2, n° 1, 1977.
- Techniques financières et développement, *La mesure de l'impact des institutions de micro-finance (IMF) : un état des lieux*, dossier spécial, n° 70, mars 2003, p. 25-66.

This page intentionally left blank

DEUXIÈME PARTIE

**INÉGALITÉS
ET REDISTRIBUTIONS**

This page intentionally left blank

**III. INÉGALITÉS
ET TRANSFERTS INTRA MÉNAGES**



This page intentionally left blank

MODÉLISATION

DU TRAVAIL DES HOMMES ET DES FEMMES

DANS UN MODÈLE D'ÉQUILIBRE

GÉNÉRAL CALCULABLE APPLIQUÉ AU NÉPAL

Ismaël Fofana,
John Cockburn
et Bernard Decaluwé¹

Les femmes sont généralement considérées plus sujettes à la pauvreté que les hommes. Cette situation est due à la conjonction de plusieurs facteurs dont, entre autres, un accès plus réduit aux actifs et intrants productifs tels que le crédit, une discrimination sur le marché du travail et, en général, une inégalité entre les hommes et les femmes dans la répartition du revenu du ménage. Toutefois, une augmentation importante de la participation féminine au marché du travail a été constatée dans de nombreux pays en développement au cours de la dernière décennie, concomitante à une période de libéralisme économique dans ces pays. Reste à savoir dans quelle mesure cet accroissement du taux de participation des femmes au marché du travail s'est traduit par une réduction de leur temps de loisir et de travail domestique. En définitive la question cruciale est de savoir si cette augmentation de la participation des femmes au marché du travail leur a été bénéfique et si elle a accru leur bien être ainsi que celui du ménage.

Dans notre étude, nous utiliserons un modèle d'équilibre général calculable (EGC) pour l'économie népalaise pour évaluer les effets de la libéralisation des échanges commerciaux sur le travail et le loisir des hommes et des femmes. Il est largement reconnu aujourd'hui que les modèles EGC sont d'excellents outils d'analyse macro et méso-économique, qui permettent d'appréhender, dans un cadre d'équilibre général, les effets directs et indirects des chocs macroéconomiques sur la production, la demande de facteurs et la répartition des revenus. La

1. Centre inter-universitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi, Réseau politiques économiques et pauvreté, Université Laval, Québec.

distinction entre hommes et femmes sur le marché du travail, l'introduction d'une offre endogène de travail marchand et, finalement, la prise en compte de la production domestique par les hommes et les femmes seront modélisées successivement pour analyser les principaux changements qui en résultent dans les activités et le revenu des hommes et des femmes. Ainsi, nous serons en mesure d'apporter des éléments de réponse à la question de savoir comment la libéralisation des échanges commerciaux affecte la participation des femmes au marché du travail, l'inégalité dans la distribution des revenus entre les hommes et les femmes et le temps qu'ils et elles consacrent aux activités de loisir et de production domestique.

Aux sections 1 et 2, nous présenterons une brève revue de la littérature ainsi que les traits saillants de l'économie népalaise. À la section 3, nous traiterons des spécifications incorporées dans les différents modèles construits et, à la section 4, nous analyserons les simulations. Nous tirerons enfin les conclusions de cette étude à la section 5.

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Jusqu'ici, très peu d'études se sont penchées sur la problématique du genre face aux politiques et aux chocs macroéconomiques. Fontana et Wood (2000) et Fontana (2001) ont construit des modèles EGC pour le Bangladesh et la Zambie, afin d'analyser les effets des politiques macroéconomiques sur la participation des femmes au marché du travail et sur leur production domestique. Ils considèrent les activités de loisir et de production des services domestiques comme des secteurs à part entière, se comportant de manière similaire aux activités ou aux secteurs marchands. En commentant leurs résultats, les auteurs mentionnent que la libéralisation des échanges commerciaux avec le reste du monde par le biais d'une réduction des tarifs douaniers augmente le travail marchand et le revenu des femmes et pourrait avoir des conséquences perverses sur le loisir des femmes et sur les personnes dépendantes du ménage. Plus récemment, Siddiqui (2004) a proposé une étude semblable pour le Pakistan et a obtenu des résultats similaires. Utilisant une méthodologie différente des précédentes, Fofana *et al.* (2005b) trouvent, au contraire, qu'en Afrique du Sud, la libéralisation commerciale conduit à des augmentations des taux de salaire et de participation des hommes au marché du travail, ceux-ci étant particulièrement concentrés dans le secteur minier fortement exportateur et premier bénéficiaire de la libéralisation commerciale.

2. L'ÉCONOMIE NÉPALAISE

L'économie népalaise affiche une croissance modérée depuis les années 1980 (tableau 1). Le taux d'épargne est demeuré stagnant, et le pays a connu un essor des investissements au début des années 1990. Le taux moyen d'inflation mesuré par l'indice des prix à la consommation se situait autour de 8 % par an au cours des années 1990.

Tableau 1. – *Indicateurs macroéconomiques* (en pourcentage)

Période/Année	Taux de croissance du PIB			Épargne/ PIB	Inves- tissements/ PIB	Indice des prix à la consommation
	Agri- culture	Industrie	Services			
Moyenne 1981-1990	1,4	9,0	7,2	12	19,1	9,8
Moyenne 1991-1997	2,3	8,0	7,2	13,5	22,5	11,1
1993-1994	7,6	9,0	7,7	16,5	22,4	8,9
1994-1995	-0,3	3,9	6,0	15,2	25,1	7,6
1995-1996	4,4	5,9	7,9	10,3	27,2	8,1
1996-1997	4,1	3,2	5,0	12,5	25,3	7,8
1997-1998	2,0	4,6	5,0	13,1	24,8	7,5
1998-1999	3,5	4,0	4,5	13,0	20,5	8,0

Sources : Asian Development Bank, Asian Development Outlook et Fonds monétaire international.

Les exportations du Népal ont augmenté rapidement au cours des deux dernières décennies (tableau 2). Elles ont également connu des changements majeurs dans leur composition. La part des exportations de produits agricoles et alimentaires a baissé de 70 % au début des années 1980, à 1 % vers la moitié des années 1990, pour s'établir ensuite à 15 % en 2000. En revanche, les exportations manufacturières (en particulier, les produits textiles) ont augmenté fortement pour représenter la presque totalité des recettes d'exportation du Népal, vers la moitié des années 1990. Les exportations népalaises sont principalement composées de tapis et de vêtements avec, pour destination première, l'Europe et les États-Unis.

Tableau 2. – *Exportations par principales catégories* (en pourcentage)

Catégories	1980	1990	1995	2000
Valeur totale (millions de dollars)	93,7	179,9	286,3	971,0
Tous les produits alimentaires	21,4	13,2	1,1	10,4
Produits agricoles de base	48,0	3,0	0,1	4,4
Carburants	0	0	0	0
Minerais et métaux	0,1	0,3	–	–
Biens manufacturés	30,5	83,5	98,9	85,2

Source : United Nations Commission of Trade and Asian Development, *Handbook of Trade and Development Statistics*, 1995.

Les importations népalaises ont rapidement augmenté au cours des deux dernières décennies (tableau 3). Elles sont composées principalement de biens manufacturiers, de produits énergétiques et de produits alimentaires et boissons. Après une période de repli substantiel de 1980 à 1996, la part des biens manufacturiers dans les importations totales a connu un rapide essor à la fin du siècle dernier. En revanche, la part des produits énergétiques, alimentaires et boissons a baissé au cours de la même période.

Tableau 3. – *Importations* (en pourcentage)

<i>Catégories</i>	1980	1990	1995	1996	2000
Valeur totale (millions de dollars)	226,3	574,7	601,7	1350,0	1713,0
Produits alimentaires et boissons	4,3	14,8	15,1	15,0	12,5
Produits agricoles de base	0,6	7,0	5,0	5,0	7,0
Carburants	17,7	8,7	19,5	20,0	9,7
Minerais et métaux	1,2	2,0	4,9	5,0	4,4
Biens manufacturés	73,1	67,4	47,4	47,0	66,4

Sources : United Nations Commission of Trade and Asian Development, Handbook of Trade and Development Statistics, 1995.

Au cours de la dernière décennie, le taux de tarif moyen pondéré des importations du Népal est passé de 41 % en 1991-1992, à 13 % en 1995-1996, puis à 6 % en 1996-1997, pour s'établir enfin à 13 % en 1999-2000 (tableau 4). Ces taux se situaient généralement entre 10 et 20 % pour les principales catégories de produits importés en 1999-2000 (tableau 5).

Tableau 4. – *Évolution du taux de tarif à l'importation*

<i>Période</i>	<i>Tarif moyen pondéré</i> (% des importations totales)
1991-1992	41
1994-1995	13
1996-1997	6
1999-2000	13

Source : P.R. Sapkota (2001a).

Tableau 5. – Tarif à l'importation par catégorie de produit 1999-2000

<i>Catégories</i>	<i>Tarif sur les importations (en %)</i>
Animaux vivants	5,0
Grains, sucre, et autres produits vivriers	15,6
Boisson, tabac, produits énergétiques et pharmaceutiques	11,7
Fertilisation, cosmétiques, savon, produits chimiques, plastiques	15,3
Produits du cuir, bois, papier, soie	10,9
Laine, coton, fibres, tapis	13,2
Vêtements, chaussures, céramique, articles en verre et articles en pierre	21,1
Articles ferreux et autres métaux	12,9
Matériel roulant, machines et équipements	11,9
Montres, instruments de musique, armes, meubles et produit artistiques	20,6
Tarif moyen	13,14

Source : Fonds monétaire international.

Pour la même période, la tranche supérieure du taux d'imposition direct des particuliers a été réduite de 45 à 33 %. Des douzaines de produits industriels locaux ont aussi été exonérés de la taxe sur les produits (droit d'accise) afin de simplifier la législation fiscale. Les taxes sur les ventes ont été combinées en un seul taux de 15 %. Enfin, une taxe sur la valeur ajoutée (TVA) de 10 % a été introduite en juillet 1997¹.

À la fin des années 1990, la contribution des recettes douanières se chiffrait à environ 17 % des recettes publiques du Népal (tableau 6), occupant ainsi la deuxième place après les taxes sur la production et la consommation intérieures des produits (21 %). La contribution totale des prélèvements fiscaux aux finances publiques était d'environ 51 %. Le reliquat était financé par d'autres recettes (12 %), les dons de l'étranger (8 %), l'emprunt à l'étranger (21 %) et l'emprunt intérieur (8 %).

1. Sapkota (2001a).

Tableau 6. – *La structure des recettes publiques du Népal (en pourcentage)*

Type de recette	90/91	91/92	92/93	93/94	94/95	95/96	96/97	97/98	98/99
Droits de douane	12,8	14,0	14,4	15,9	18,3	16,5	17,0	16,1	16,9
Taxes sur la consommation et la production	15,9	20,5	20,7	22,0	23,0	21,8	22,0	21,3	20,8
Droits d'accise	5,1	5,9	5,3	4,8	4,3	4,4	4,7	5,5	5,2
Taxes sur les ventes ¹	8,5	16,0	12,5	14,2	15,7	14,5	14,6	13,5	14,2
Recettes foncières et d'immatriculation	2,3	2,6	2,7	2,5	2,4	2,4	2,1	1,9	1,8
Taxes sur les propriétés, profits et revenus	3,5	4,0	4,7	6,1	7,6	8,1	8,8	9,8	11,5
Total des recettes fiscales	34,5	41,1	42,4	46,6	51,3	48,8	50,0	49,1	50,9
Autres recettes	10,8	15,1	12,7	12,8	12,9	14,5	13,2	13,2	12,1
Total des recettes	45,3	56,2	55,1	59,4	64,2	63,3	63,1	62,4	63,0
Dons de l'extérieur	9,1	6,8	13,8	7,3	7,5	10,9	12,2	10,2	7,7
Prêts de l'extérieur	26,4	28,3	25,2	27,8	23,6	21,3	18,5	20,9	21,0
Prêts de l'intérieur	19,2	8,6	5,9	5,5	4,6	4,5	6,1	6,4	8,3
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Finance publique (millions de roupies ²)	23 704	24 052	27 483	32 958	38 311	44 397	48 893	52 788	56 464

Source : His Majesty's Government of Nepal, Economic Survey, divers numéros.

Si on regarde l'évolution du marché du travail, on constate que la part de l'emploi féminin s'est accrue rapidement depuis 1990, particulièrement dans l'industrie, du fait de la croissance du secteur textile (tableau 7).

Tableau 7. – *Évolution de la part de l'emploi de femmes par secteur (en pourcentage)*

	1950	1960	1970	1980	1990	1998
Agriculture	38,9	39,0	39,1	39,5	40,3	55,9
Industrie	25,4	21,1	18,5	5,1	13,6	33,5
Services	7,3	11,4	11,7	12,6	11,7	30,0

Sources : Labor Statistics Database 1998-2002, Bureau international du travail et Nepal Labor Force Survey 1998-1999.

Dans les zones urbaines, les hommes sont surtout actifs dans le secteur des services (notamment dans l'activité commerciale), tandis que

1. Produits intérieurs et importés.

2. 1 000 roupies équivalent à environ 14 dollars américains.

les femmes le sont dans l'agriculture (tableau 8). Dans les zones rurales, l'agriculture est bien évidemment la principale activité aussi bien pour les hommes que pour les femmes. D'autre part, le secteur manufacturier emploie 4 % des travailleuses et 8 % des travailleurs ; ce travail est plus urbain que rural. Les femmes représentent un tiers de la main-d'œuvre industrielle. L'agriculture et les services privés de travail domestique sont les secteurs d'activité à forte intensité de travail féminin.

Tableau 8. – *Emploi par sexe, localité, et industrie (1998-1999)*

	Népal*			Urbain*			Rural*		
	Tous	H	F	Tous	H	F	Tous	H	F
Agriculture	76,1	67,0	85,2	40,4	28,2	57,1	80,2	72,2	87,9
Industrie	5,8	7,9	4,0	13,3	14,6	11,5	5,1	6,9	3,2
Services	18,0	25,1	10,8	46,3	57,1	31,5	14,7	20,8	8,8
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : Népal Labor Force Survey 1998-1999 ; * en pourcentage ; H = hommes ; F = femmes.

Le salaire mensuel total des employés rémunérés en 1998-1999 était légèrement supérieur à 2100 roupies (tableau 9). Le salaire mensuel moyen des hommes était 1,75 fois supérieur à celui des femmes. En général, l'écart salarial en faveur des hommes diminuait progressivement avec le niveau de qualification et de rémunération rattaché à l'emploi. Cet écart était relativement important pour les travailleurs agricoles, les artisans et les métiers annexes.

Tableau 9. – *Salaires mensuels moyens de tous les travailleurs salariés (roupies)*

	Tous	Hommes	Femmes	Rapport Hommes/Femmes
Législateurs, hauts responsables	8 037	8 068	7 525	1,07
Professionnels	5 079	5 141	4 631	1,11
Forces armées	3 306	3 258	4 250	0,77
Opérateurs d'équipement et de machines	2 981	2 995	2 037	1,47
Techniciens	2 971	3 057	2 678	1,14
Employés de bureau	2 832	2 836	2 805	1,01
Artisans et métiers annexes	2 773	2 973	1 393	2,13
Employés dans les services	2 507	2 506	2 525	0,99
Travailleurs et travailleuses agricoles	2 109	2 756	957	2,88
Occupations élémentaires	1 491	1 692	1 054	1,61
Tous	2 143	2 389	1 368	1,75

Source : Nepal Labor Force Survey 1998-1999.

3. LES MODÈLES

Notre modèle d'équilibre général calculable (EGC) est une variante de celui construit par Sapkota (2001a) pour le Népal, mais il s'en écarte sur plusieurs points majeurs. Ce modèle possède onze branches de production, à savoir : cinq branches agricoles, cinq branches non agricoles et un secteur public¹. Six secteurs exportent une partie de leur production, et tous les secteurs produisent des biens sujets à la compétition des importations. Il existe quatre types de facteurs : le travail marchand des hommes et celui des femmes, qui sont supposés être parfaitement mobiles entre toutes les branches de production ; les capitaux agricoles et les capitaux non agricoles, qui sont mobiles dans les branches agricoles et non agricoles, respectivement. Les ménages sont regroupés en sept catégories représentatives, dont : les ménages sans terre des montagnes² (HMO), les petits propriétaires des montagnes (HMS), les grands propriétaires des montagnes (HML), les ménages sans terre des Terai³ (TEO), les petits propriétaires des Terai (TES), les grands propriétaires des Terai (TEL) et les ménages urbains (URB).

Dans la présente section, nous présentons successivement les différentes étapes de la modélisation du travail (marchand et domestique) ainsi que la demande de loisir tant des hommes que des femmes.

- Nous partons d'un modèle de base, dans lequel nous postulons que les firmes ne font aucune différence entre le travail des hommes et des femmes, qui sont supposés, par conséquent, être parfaitement substituables. En outre, le temps consacré aux activités de production domestique et au loisir n'est pas pris en considération (Modèle 0).
- Dans une deuxième étape, le marché du travail (avec ses offres et ses demandes) est décomposé en travail des hommes et des femmes. Ces dernières sont alors considérées par l'employeur comme des substituts imparfaits dans la production sectorielle. Le temps de travail offert par les hommes et les femmes est exogène pour chaque ménage, et maintenu constant à son niveau de l'année de référence (Modèle 1).
- Dans une troisième étape, les offres de travail marchand des hommes et des femmes sont ensuite déterminées de manière endogène par le ménage. Dans ce contexte, les heures disponibles pour les activités hors-marché (c'est-à-dire les activités non destinées au marché)⁴ des hommes et des femmes sont supposées

1. Voir Fofana *et al.* (2005a) pour une description plus détaillée du modèle et de la base statistique.

2. Nous suivons la classification des ménages de Sapkota (2001a) selon la superficie de la propriété foncière ; ménages sans terre = moins de 0,5 ha ; petits propriétaires = entre 0,5 et 2 ha ; et grands propriétaires fonciers = plus de 2 ha.

3. Terai est la région qui possède la terre arable la plus fertile du Népal.

4. Comprenant le loisir pur et travail domestique.

être des substituts imparfaits dans la fonction d'utilité du ménage (Modèle 2).

- Finalement, nous séparons le temps de loisir pur et le travail domestique en modélisant de manière explicite la production de services domestiques du ménage. La consommation de services domestiques et le temps de loisir des hommes et des femmes apparaissent alors dans la fonction d'utilité du ménage au même titre que la consommation des produits marchands (Modèle 3).

3.1. Désagrégation du travail de marché selon le sexe – Modèle 1

Le marché du travail est segmenté en travail des hommes et celui des femmes¹ pour mettre en relief le différentiel salarial observé dans l'économie népalaise. Chaque marché satisfait l'hypothèse néoclassique de concurrence parfaite : homogénéité parfaite de la main-d'œuvre², parfaite mobilité sectorielle et géographique, etc. Le travail dit de marché ou travail marchand comprend à la fois le travail salarié ou rémunéré et le travail non salarié des autonomes produisant des biens ou des services marchands (selon la définition du système de comptabilité national de 1993³).

Du côté de la demande sectorielle de facteurs (ou production sectorielle de biens et services marchands), les firmes considèrent que le travail marchand des hommes et des femmes ne sont pas des substituts parfaits dans le processus de production sectorielle. La valeur ajoutée du secteur i est représentée par une fonction à élasticité de substitution constante (Constant Elasticity of Substitution ou CES) emboîtées en deux paliers. Au premier palier, le travail marchand des hommes (LM^m) et des femmes (LM^f) sont agrégés en travail composite (LM).

$$LM_i = A_i \left[\alpha_i LM_i^{f(-\rho_i)} + (1 - \alpha_i) LM_i^{m(-\rho_i)} \right]^{-1/\rho_i} \quad [1.1]$$

Où ρ est un paramètre lié à l'élasticité de substitution, et où les suscrits m et f représentent les hommes et les femmes, respectivement. Comme dans le modèle de référence, le travail agrégé et le capital sont combinés en une fonction *CES* dans la valeur ajoutée sectorielle, et la production est une combinaison fixe (Leontief) de la valeur ajoutée et des intrants intermédiaires.

1. Les appellations « hommes » et « femmes » regroupent aussi bien les adultes (hommes et femmes) que les enfants (garçons et filles). Nous ne faisons pas ici la distinction des classes d'âge.

2. Différents niveaux de qualification peuvent également être introduits (voir Fontana, 2001).

3. Entendons par là l'autoproduction de biens primaires (production agricole, collecte de bois et d'eau, etc.), la transformation traditionnelle des produits, la production de services de logement et le travail bénévole destiné à la production des biens. Ces produits peuvent être entièrement ou partiellement consommés par le ménage.

Avec cette spécification, on peut déduire la demande relative de travail marchand des hommes et des femmes qui dépend de la part distributive du travail entre les hommes et les femmes (α), de leur taux de salaire relatif (w^m et w^f), et de l'élasticité de substitution sectorielle (σ).

$$\frac{LM_i^f}{LM_i^m} = \left[\left(\frac{w^m}{w^f} \right) \left(\frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} \right) \right]^{\sigma_i} \quad [1.2]$$

Contrairement au modèle de base, les coûts salariaux sectoriels moyens diffèrent maintenant d'un secteur à l'autre en fonction de la composition de la main-d'œuvre, c'est-à-dire en fonction des parts respectives en travail masculin et féminin et des taux de salaires.

$$w_i = w^f \cdot \left(\frac{LM_i^f}{LM_i^f + LM_i^m} \right) + w^m \cdot \left(\frac{LM_i^m}{LM_i^f + LM_i^m} \right) \quad [1.3]$$

La somme des offres de travail des ménages constitue l'offre totale (exogène) dans chaque marché de l'emploi.

$$TLM^m = \sum_h LM_h^m \quad [1.4]$$

$$TLM^f = \sum_h LM_h^f \quad [1.5]$$

Chaque marché est en équilibre lorsque l'offre totale de travail marchand (TLM) s'égalise avec la somme des demandes sectorielles de travail.

$$TLM^m = \sum_i LM_i^m \quad [1.6]$$

$$TLM^f = \sum_i LM_i^f \quad [1.7]$$

3.2. Temps hors-travail marchand et offres endogènes de travail – Modèle 2

En suivant l'approche de Ashenfelter et Heckman (1974), nous supposons à ce stade que chaque membre du ménage ne fait aucune distinction entre son temps de loisir pur (repos, sommeil, divertissement) et celui consacré au travail domestique. Les activités de production domestique et le loisir pur sont considérés comme de parfaits substitués. Autrement dit, en décidant d'offrir plus (ou moins) de travail marchand, le membre du ménage réduirait (ou augmenterait) son temps hors-travail sans pour autant distinguer lequel du temps de loisir pur ou du temps

consacré au travail domestique sera pénalisé (ou avantage). Ainsi, le ménage agit comme s'il possédait et maximisait une fonction d'utilité unitaire, continue et deux fois différentiable.

L'utilité unitaire du ménage est modélisée par la fonction d'utilité élargie de Stone-Geary définie sur les biens marchands et le temps hors-travail marchand.

$$U_h = \left(L_h^m - \bar{L}_h^m \right)^{\beta_h^m} \cdot \left(L_h^f - \bar{L}_h^f \right)^{\beta_h^f} \cdot \prod_i \left(C_h^i - \bar{C}_h^i \right)^{\beta_h^i} \quad [2.1]$$

avec, $\beta_h^m + \beta_h^f + \sum_i \beta_h^i = 1$; L et \bar{L} représentent, respectivement, les niveaux total et minimal de temps hors-travail marchand atteints par les membres du ménage; C et \bar{C} les niveaux total et minimal de la consommation de produits marchands, respectivement. Les β sont les parts marginales du budget qui déterminent la répartition de la consommation discrétionnaire ($C - \bar{C}$) et du loisir discrétionnaire ($L - \bar{L}$) des hommes et des femmes.

Les temps hors-travail marchand des hommes et des femmes sont des biens normaux. Ils sont non seulement imparfaitement substituables entre eux, mais également par rapport aux autres produits marchands.

Le ménage fait face aux contraintes suivantes :

- Contrainte budgétaire

$$\sum_i P_i \cdot C_{i,h} + S_h + TR_h = R_h + w^m \cdot LM_h^m + w^f \cdot LM_h^f = Y_h \quad [2.2]$$

où P_i sont les prix à la consommation et où S et TR représentent, respectivement, le niveau d'épargne et les paiements de transferts (impôt/taxes et transferts aux autres agents), R le revenu hors-travail marchand (revenus du capital, dividendes et transferts reçus), w le taux de salaire, LM le temps consacré au travail marchand, et Y le revenu nominal. Les suscrits i et h représentent les produits de consommation et les catégories de ménages, respectivement.

- Contrainte de temps

$$\bar{T}_h^m = LM_h^m + L_h^m + \bar{L}_h^m \quad [2.3]$$

$$\bar{T}_h^f = LM_h^f + L_h^f + \bar{L}_h^f \quad [2.4]$$

\bar{T}^m et \bar{T}^f sont les dotations totales en temps (exogènes) des hommes et des femmes dans le ménage.

Le revenu intégral (« *full income* ») YF est obtenu des équations [2.2], [2.3] et [2.4] :

$$\begin{aligned} \sum_i P_i \cdot C_{i,h} + S_h + TR_h + w^m \cdot (L_h^m + \bar{L}_h^m) + w^f \cdot (L_h^f + \bar{L}_h^f) \\ = R_h + w^m \cdot \bar{T}_h^m + w^f \cdot \bar{T}_h^f = FY_h \end{aligned} \quad [2.5]$$

$$= Y_h + w^m \cdot (L_h^m + \bar{L}_h^m) + w^f \cdot (L_h^f + \bar{L}_h^f) = FY_h \quad [2.6]$$

Les fonctions de demande de consommation et d'offre de travail sont obtenues en maximisant l'utilité (2.1) sous la contrainte (2.5) :

$$C_{i,h} = \bar{C}_{i,h} + \frac{\beta_{i,h} \left(CT_h - \sum_i P_i \cdot \bar{C}_{i,h} \right)}{P_i \cdot (1 - \beta_h^m - \beta_h^f)} \quad [2.7]$$

$$LM_h^m = \overline{MAXTEMPPS}_h^m - \frac{\beta_h^m \left(CT_h - \sum_i P_i \cdot \bar{C}_{i,h} \right)}{w^m \cdot (1 - \beta_h^m - \beta_h^f)} \quad [2.8]$$

$$LM_h^f = \overline{MAXTEMPPS}_h^f - \frac{\beta_h^f \left(CT_h - \sum_i P_i \cdot \bar{C}_{i,h} \right)}{w^f \cdot (1 - \beta_h^m - \beta_h^f)} \quad [2.9]$$

où $\overline{MAXTEMPPS}$ est le temps disponible pour le travail et le loisir excédentaire, c'est-à-dire, après déduction du temps minimum et incompressible \bar{L} nécessaire à la satisfaction des besoins de base ou de maintenance (sommeil, alimentation, soins personnels, etc.) du temps maximum disponible \bar{T} ¹.

$$\overline{MAXTEMPPS}_h^m = \bar{T}_h^m - \bar{L}_h^m,$$

$$\overline{MAXTEMPPS}_h^f = \bar{T}_h^f - \bar{L}_h^f,$$

CT est le revenu réel disponible pour la consommation « présente », après que le ménage ait décidé du revenu qu'il désirerait consacrer à la consommation « future » (S), et aux transferts (TR).

Le bien-être est mesuré par la variation équivalente de Hicks, où les suscrits 0 et 1 représentent l'état initial (avant simulation) et final (après simulation), respectivement :

1. Le temps maximum disponible pour un individu est de 24 heures par jour.

$$VE_h = \left(\frac{1}{1 - \beta_h^m - \beta_h^f} \right) \left[\prod_i \left(\frac{P_i^0}{P_i^1} \right)^{\beta_{i,h}} \cdot \left(\frac{w^{m0}}{w^{m1}} \right)^{\beta_h^m} \cdot \left(\frac{w^{f0}}{w^{f1}} \right)^{\beta_h^f} \cdot \left(CT_h^1 - \sum_i P_i^1 \cdot \bar{C}_{i,h}^1 \right) - \left(CT_h^0 - \sum_i P_i^0 \cdot \bar{C}_{i,h}^0 \right) \right] \quad [2.10]$$

3.3. Prise en compte du travail domestique – Modèle 3

Les ménages consacrent une proportion importante de leur temps à produire des services « domestiques », qui ne sont ni achetés ni vendus sur le marché, donc entièrement consommés par les ménages eux-mêmes. Bien que les récents développements de la théorie économique aient souligné l'importance des activités productives se déroulant au sein du ménage, peu d'attention a été accordée à la distinction des activités de production domestique et des activités de loisir pur. Le Centre international de recherche sur les femmes (CIRF) affirme qu'il est peu probable que la production domestique et les activités de loisir soient affectées de la même manière par des changements de technologie et de taux de salaire, ou de variables socioéconomiques, et qu'il est donc important de séparer ces deux activités dans l'analyse empirique.

Afin de prendre en considération le travail domestique, nous nous appuyons sur une version simplifiée du modèle de Graham et Green (1984) qui furent parmi les premiers à intégrer la production de services domestiques dans l'analyse de comportement des ménages. Nous considérons ces services comme des substituts imparfaits aux produits marchands et aux temps de loisir pur des hommes et des femmes. Nous postulons que, pour prendre leur décision, les ménages maximisent une fonction d'utilité définie sur les produits marchands (C), les services domestiques (CZ)¹ et le temps de loisir de ses membres (Le_h^m et Le_h^f) :

$$U_h = \prod_i (C_{i,h} - \bar{C}_{i,h})^{\beta_{i,h}} \cdot (CZ_h - \bar{CZ}_h)^{\beta_h^z} \cdot (Le_h^m - \bar{Le}_h^m)^{\beta_h^m} \cdot (Le_h^f - \bar{Le}_h^f)^{\beta_h^f} \quad [3.1]$$

où $\beta_h^m + \beta_h^f + \beta_h^z + \sum_i \beta_{i,h} = 1$.

Pour simplifier le modèle, nous supposons que :

- les produits marchands et domestiques et les temps de loisir des membres du ménage sont des substituts imparfaits dans la fonction d'utilité du ménage ;

1. Notre modèle présente un seul produit domestique agrégé ; il est cependant possible d'en avoir plus d'un.

- les services domestiques sont produits par le travail des hommes et des femmes, et n'exigent ni capital, ni intrants intermédiaires ;
- le temps consacré aux différentes activités (loisir, production domestique et activités marchandes) est parfaitement séparable, c'est-à-dire qu'une personne ne peut pas consacrer son temps simultanément à deux activités différentes ;
- dans les conditions d'équilibre, la productivité marginale du temps des hommes et des femmes pris séparément est identique pour toutes les activités (loisir, production domestique et travail de marché).

Compte tenu de ces hypothèses, les ménages maximisent la fonction d'utilité unitaire [3.1] sous les contraintes suivantes :

- Contrainte technologique utilisée dans la production des biens domestiques :

$$Z_h = A_h \cdot [\alpha_h \cdot LZ_h^{m(-\rho_h)} + (1 - \alpha_h) \cdot LZ_h^{f(-\rho_h)}]^{-1/\rho_h} \quad [3.2]$$

Z est une fonction à élasticité de substitution constante (CES), LZ^m et LZ^f représentent le temps de travail des hommes et des femmes consacré à la production domestique.

- Contrainte budgétaire :

$$\sum_i P_{i,h} \cdot C_{i,h} + S_h + TR_h = R_h + w^m \cdot LM_h^m + w^f \cdot LM_h^f = Y_h \quad [3.3]$$

- Contrainte de temps :

$$\bar{T}_h^m = LM_h^m + LZ_h^m + Le_h^m + \bar{Le}_h^m \quad [3.4]$$

$$\bar{T}_h^f = LM_h^f + LZ_h^f + Le_h^f + \bar{Le}_h^f \quad [3.5]$$

La valeur du service domestique est égale à son coût de production, c'est-à-dire à la somme des coûts d'opportunité du travail des hommes et des femmes consacré à sa production, ces derniers étant mesurés par leur taux de salaire du marché.

$$P_h^z \cdot Z_h = w^m \cdot LZ_h^m + w^f \cdot LZ_h^f \quad [3.6]$$

Le ménage consomme la totalité des services domestiques produits puisqu'il n'existe, par définition, aucun marché pour les écouler¹.

$$Z_h = CZ_h \quad [3.7]$$

1. Il n'est évidemment pas possible de distinguer la nature des activités de production domestique des ménages et en particulier de faire la distinction entre la production de biens de consommation (par exemple, cultiver un jardin) ou au contraire de biens d'investissement (par exemple, améliorer son logement).

La contrainte budgétaire du ménage est exprimée en termes de revenu intégral (FY) en réarrangeant les équations [3.3] à [3.7] :

$$\sum_i P_{i,h} \cdot C_{i,h} + S_h + TR_h + P_h^z \cdot CZ_h + w^m \cdot (Le_h^m + \overline{Le}_h^m) + w^f \cdot (Le_h^f + \overline{Le}_h^f) = FY_h \quad [3.8]$$

Avec :

$$FY_h = R_h + w^m \cdot \overline{T}_h^m + w^f \cdot \overline{T}_h^f \quad [3.9]$$

$$= Y_h + w^m \cdot (Le_h^m + \overline{Le}_h^m) + w^f \cdot (Le_h^f + \overline{Le}_h^f) + P_h^z \cdot Z_h$$

où P^z et Z représentent le prix et le volume des services domestiques, respectivement.

Les fonctions de demande de produits (marchands et domestiques) et d'offre de travail (des hommes et des femmes) qui en résultent sont :

$$C_{i,h} = \overline{C}_{i,h} + \frac{\beta_{i,h} \cdot \left[CT_h - \sum_i P_i \cdot \overline{C}_{i,h} \right]}{P_i \cdot (1 - \beta_h^m - \beta_h^f - \beta_h^z)} \quad [3.10]$$

$$CZ_h = \overline{CZ}_h + \frac{\beta_h^z \cdot \left[CT_h - \sum_i P_i \cdot \overline{C}_{i,h} \right]}{P_h^z \cdot (1 - \beta_h^m - \beta_h^f - \beta_h^z)} \quad [3.11]$$

$$LM_h^m = \overline{MAXTEMP}_h^m - LZ_h^m - \frac{\beta_h^m \cdot \left(CT_h - \sum_i P_i \cdot \overline{C}_{i,h} \right)}{w^m \cdot (1 - \beta_h^m - \beta_h^f - \beta_h^z)} \quad [3.12]$$

$$LM_h^f = \overline{MAXTEMP}_h^f - LZ_h^f - \frac{\beta_h^f \cdot \left(CT_h - \sum_i P_i \cdot \overline{C}_{i,h} \right)}{w^m \cdot (1 - \beta_h^m - \beta_h^f - \beta_h^z)} \quad [3.13]$$

où $MAXTEMP_h^m = \overline{T}_h^m - \overline{Le}_h^m$ et $MAXTEMP_h^f = \overline{T}_h^f - \overline{Le}_h^f$

Les changements de bien-être sont mesurés en variations équivalentes.

$$VE_h = \left(\frac{1}{1 - \beta_h^m - \beta_h^f - \beta_h^z} \right) \cdot \left[\prod_i \left(\frac{P_i^0}{P_i^1} \right)^{\beta_i} \cdot \left(\frac{w^m^0}{w^m^1} \right)^{\beta_h^m} \cdot \left(\frac{w^f^0}{w^f^1} \right)^{\beta_h^f} \cdot \left(\frac{P_h^{z^0}}{P_h^{z^1}} \right)^{\beta_h^z} \right] \cdot \left(CT_h^1 - \sum_i P_i^1 \cdot \overline{C}_{i,h}^1 \right) - \left(CT_h^0 - \sum_i P_i^0 \cdot \overline{C}_{i,h}^0 \right) \quad [3.14]$$

La demande relative du travail des hommes et celui des femmes dans la production domestique dépend de la part distributive du travail domestique entre les hommes et les femmes (α) dans la fonction de production domestique, de leur taux de salaire relatif, et de l'élasticité de substitution (σ).

$$\frac{LZ_h^f}{LZ_h^m} = \left[\left(\frac{1 - \alpha_h}{\alpha_h} \right) \left(\frac{w^m}{w^f} \right) \right]^{\sigma_h} \quad [3.15]$$

3.4. Le bouclage macroéconomique

Les principales règles de bouclage sont introduites de façon cohérente avec la mesure du bien-être en variation équivalente (VE), elle-même basée sur la consommation (de biens marchands, de services domestiques et de temps de loisir). Elles visent notamment à déterminer la méthode assurant l'égalité entre la valeur nominale des investissements et la somme des épargnes.

Pour assurer la comparabilité des résultats de simulations avec l'année de base, nous fixons la valeur réelle des investissements à sa valeur de l'année de base étant donné que le niveau d'investissement n'est pas pris en compte dans la VE. La propension marginale à épargner des ménages est également fixe, mais le niveau de leur épargne peut varier avec leur revenu. De la même façon, l'épargne des firmes peut varier avec leur niveau de revenu. L'entrée de capitaux étrangers (ou épargne étrangère) et, donc, la balance du compte courant, sont fixées en devises pour éviter des variations de consommation financées par de la dette extérieure. Par conséquent, toute augmentation des importations, suite, par exemple, à une réduction des tarifs douaniers, doit être financée par une augmentation équivalente des exportations, et ce, à travers une dépréciation du taux de change réel. Le taux de change nominal est le numéraire de nos modèles.

D'autre part et puisqu'il n'est pas possible de capter les effets de bien-être des services publics, nous maintenons constantes les dépenses gouvernementales en termes réels. Pour compenser les pertes de recettes fiscales dues à la réduction des tarifs douaniers (notre simulation), une taxe compensatrice neutre est introduite afin de générer suffisamment de revenu pour que l'épargne gouvernementale soit suffisante pour équilibrer l'épargne totale et l'investissement nominal.

4. SIMULATIONS

Nous avons simulé l'élimination des droits d'entrée à l'importation avec chacun des modèles afin d'illustrer les types de changements majeurs qui se produisent lorsque nous complexifions le comportement de notre économie. Les mêmes règles de bouclage macroéconomique et l'introduction d'une taxe de vente uniforme comme mécanisme compensatoire de rééquilibrage du budget du gouvernement sont utilisés dans la comparaison des résultats de chacun de nos modèles. Notre discussion se limite à quelques aspects-clés des résultats.

4.1. Le modèle de référence – Modèle 0

Nous commençons notre analyse avec le modèle de référence dans lequel aucune distinction n'est faite entre le travail des hommes et des femmes.

L'abolition des tarifs sur les importations amène les consommateurs à substituer les biens importés moins chers aux biens produits sur place, ce qui entraîne une baisse de la demande des biens locaux, particulièrement dans les secteurs qui étaient initialement les plus protégés ou à forte intensité d'importations (tableau 10). Dans la mesure où le déficit commercial (épargne étrangère) est postulé inchangé, l'augmentation des importations conduira à une baisse des prix domestiques et à la dépréciation du taux de change réel afin de favoriser les secteurs à vocation exportatrice.

Étant donné la faible dispersion initiale des taux de tarifs à l'importation, il n'est pas surprenant de constater que c'est généralement l'effet exportation qui détermine les variations dans la production. Les trois secteurs les plus intensifs en exportation – cultures de rente, autres services privés, et l'industrie manufacturière – constituent trois des quatre secteurs ayant la plus forte croissance dans la production, le quatrième étant le secteur des mines, qui avait le taux de tarif initial le plus faible. Par contre, étant donné que les prix à l'exportation sont supposés fixes (hypothèse du petit pays), ce sont les secteurs qui subissent la plus forte concurrence des importations qui encaissent les plus fortes baisses de prix.

Tableau 10. – Effets sectoriels et effets du commerce international (Modèle 0)

Secteurs	Tarif	Parts			Volumes				Prix				
		Import Cons	Export Prod	V <i>A</i> VA	Import	Ventes locales	Export	Prod = VA	Import	Cons	Ventes locales	Prod	VA
Riz non décortiqué	17,0	3,5		9,6	5,3	-0,2		-0,2	-14,5	-5,3	-4,9	-4,9	-4,78
Cultures alimentaires	10,0	0,4		6,8	2,1	-0,2		-0,2	-9,1	-4,9	-4,9	-4,9	-4,81
Cultures de rente	17,8	0,2	12,3	14,4	5,7	0,2	2,6	0,5	-15,1	-5,4	-5,4	-4,8	-4,75
Bétail et pêches	10,1	3,2	8,4	8,4	1,9	-0,2	2,2	0,0	-9,1	-5,4	-5,2	-4,8	-4,80
Forêts	10,0	0,0	6,8	5,3	1,7	-0,5	2,0	-0,3	-9,1	-5,1	-5,1	-4,8	-4,75
Mines et carrières	6,0	28,1	3,7	0,5	1,0	0,8	3,5	0,9	-5,6	-5,4	-5,3	-5,1	-4,91
Manufactures	14,6	12,1	31,8	12,1	3,1	0,4	3,3	1,3	-12,7	-8,7	-8,0	-5,6	-4,90
Construction	13,6	4,7		14,2	2,4	-1,0		-1,0	-12,0	-6,3	-6,0	-6,0	-4,91
Électricité, gaz et eau	17,5	16,4		1,5	4,9	-0,5		-0,5	-14,9	-7,3	-5,5	-5,5	-4,91
Secteur public	14,5	46,8		5,2	2,4	-1,4		-1,4	-12,7	-9,6	-5,9	-5,9	-4,90
Autres services privés	15,5	9,3	12,5	22,0	3,7	-0,2	2,7	0,1	-13,5	-7,3	-6,5	-5,7	-4,91
Total	14,6	11,1	17,6	100,0	2,9	-0,3	3,0	0,1	12,8	-6,1	-6,1	-5,4	-4,85
Importations non compétitives	0,12												

Notes : Import = importations ; Export = exportations ; Cons = consommation domestique ; Prod = production domestique ; VA = valeur ajoutée ; Import/Cons = taux de pénétration des importations ; Export/Prod = intensité des exportations ; V*A*i/VA = VA sectorielle/VA totale.

La baisse générale des prix engendre une diminution dans les rendements de tous les facteurs de production (tableau 11). Étant donné la plus forte réduction des prix dans les secteurs non agricoles, ce sont les facteurs utilisés de manière intensive dans ces secteurs – le capital et le travail – dont les rendements baissent le plus : – 4,91 et – 4,90 %, respectivement¹. Par contre, les rendements de la terre sont ceux qui baissent le moins (– 4,68 %).

1. Les variations sont exprimées en pourcentage par rapport aux valeurs de l'année de base. Rappelons que le capital est mobile entre secteurs non agricoles, la terre est mobile entre secteurs agricoles et le travail est mobile entre tous les secteurs.

Tableau 11. – Variations dans les taux de rendements des facteurs (Modèle 0)

Secteurs	Rapports		Parts dans les rendements			Variations dans taux de rendement		
	Ki/Li	Ti/Li	Travail	Capital	Terre	Salaire	Capital	Terre
Riz non décortiqué	0,0	1,2	8,9	0,0	21,2	-4,90		-4,68
Cultures alimentaires	0,0	0,7	8,5	0,0	11,0	-4,90		-4,68
Cultures de rente	0,0	1,9	10,2	0,0	38,2	-4,90		-4,68
Bétail et pêches	0,0	0,8	9,6	0,0	15,0	-4,90		-4,68
Forêts	0,0	2,1	3,5	0,0	14,6	-4,90		-4,68
Mines et carrières	2,8	0,0	0,3	1,4	0,0	-4,90	-4,91	
Manufactures	0,7	0,0	14,9	18,3	0,0	-4,90	-4,91	
Construction	1,5	0,0	11,6	31,7	0,0	-4,90	-4,91	
Électricité, gaz et eau	2,7	0,0	0,9	4,2	0,0	-4,90	-4,91	
Secteur public	0,0	0,0	10,8	0,0	0,0	-4,90		
Autres services privés	1,2	0,0	20,7	44,6	0,0	-4,90	-4,91	
Total	0,6	0,5	100	100	100	-4,90	-4,91	-4,68

Note : Ki/Li : Rapport capital-travail sectoriel ; Ti/Li : Rapport terre-travail sectoriel.

Les revenus nominaux de toutes les catégories de ménages chutent à la suite de la baisse des rendements des facteurs induite par la libéralisation des échanges (tableau 12). Cependant, cette chute des revenus est moins importante pour les grands propriétaires étant donné la réduction moindre dans les rendements de la terre. Les ménages urbains, qui dépendent surtout des rendements du capital, ainsi que les petits propriétaires et les sans-terre, qui tirent la majorité de leurs revenus du travail, en sortent les grands perdants.

Tableau 12. – Variations dans les revenus des ménages (Modèle 0)

	Part de revenu (en pourcentage)							Variation du revenu						
	HMO	HMS	HML	TEO	TES	TEL	URB	HMO	HMS	HML	TEO	TES	TEL	URB
Salaires	91,0	86,8	40,4	91,2	82,4	47,2	19,9	-4,5	-4,2	-2,0	-4,5	-4,0	-2,3	-1,0
Rendements du capital	1,1	5,2	14,5	1,8	4,4	9,3	62,0	-0,1	-0,3	-0,7	-0,1	-0,2	-0,5	-3,0
Rendements de la terre	0,0	2,4	35,3	0,0	1,8	37,4	12,2	0,0	-0,1	-1,7	0,0	-0,1	-1,7	-0,6
Autres revenus	7,9	5,7	9,8	7,0	11,3	6,0	5,9	-0,3	-0,2	-0,3	-0,2	-0,4	-0,2	-0,2
Total	100	100	100	100	100	100	100	-4,84	-4,84	-4,67	-4,80	-4,78	-4,73	-4,83

Sans-terre des montagnes (HMO), petits propriétaires des montagnes (HMS), grands propriétaires des montagnes (HML), sans-terre de Terai (TEO), petits propriétaires de Terai (TES), grands propriétaires de Terai (TEL) et urbains (URB). En pourcentage de variation à partir de l'année de base.

Nous avons introduit une taxe additionnelle à la consommation pour compenser la perte des recettes douanières de l'État. La taxe uniforme déterminée de manière endogène, s'établit à 1,3 %, ce qui explique la baisse des prix à la consommation après la taxe additionnelle (Cons), plus importante que celle des prix avant la taxe additionnelle (Cons HT du tableau 13). En pondérant les prix à la consommation par les parts relatives de produits consommés par chaque ménage, nous obtenons leur indice de prix à la consommation. Ce sont les ménages urbains qui bénéficient le plus de la libéralisation commerciale étant donné leur forte consommation de produits importables (particulièrement les produits à taux de pénétration élevé) dont les prix baissent le plus. Par contre, les ménages ruraux, qui consomment relativement plus de biens agricoles, en bénéficient moins, comme en témoigne la plus faible réduction dans leurs indices de prix.

Tableau 13. – Variations dans les indices des prix à la consommation (Modèle 0)

Secteurs	Pénétration	Variations de prix				Parts dans la consommation						
	Import	Import	Local	Cons	Cons HT	HMS	HML	HMO	TES	TEL	TEO	URB
Riz non décortiqué	3,5	-14,5	-4,9	-5,3	-4,0	24,9	25,6	21,0	42,8	39,7	34,6	12,2
Cultures alimentaires	0,4	-9,1	-4,9	-4,9	-3,6	12,1	11,8	15,1	7,5	6,8	11,3	3,9
Cultures de rente	0,2	-15,1	-5,4	-5,4	-4,2	15,5	16,8	19,3	11,7	11,0	16,0	12,2
Bétail et pêches	3,2	-9,1	-5,2	-5,4	-4,1	5,6	4,4	5,8	4,0	3,3	4,5	3,8
Forêts	0,0	-9,1	-5,1	-5,1	-3,9	5,0	2,3	9,6	1,5	5,9	6,3	13,4
Mines et carrières	28,1	-5,6	-5,3	-5,4	-4,2	0,4	0,4	0,6	0,3	0,3	0,5	0,4
Manufactures	12,1	-12,7	-8,0	-8,7	-7,5	26,8	26,5	19,5	20,2	20,2	16,8	19,5
Construction	4,7	-12,0	-6,0	-6,3	-5,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Électricité, gaz et eau	16,4	-14,9	-5,5	-7,3	-6,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,3	0,1	0,5
Secteur public	46,8	-12,7	-5,9	-9,6	-8,4	5,2	5,4	5,1	6,9	8,2	6,4	9,6
Autres services privés	9,3	-13,5	-6,5	-7,3	-6,1	4,5	6,7	3,8	5,0	4,4	3,7	24,6
Total	11,1	-12,8	-6,1	-6,1	-4,8	100	100	100	100	100	100	100
Variation dans les indices de prix hors taxe à la consommation						-5,94	-5,98	-5,97	-5,96	-5,96	-5,97	-6,58
Variation dans les indices de prix à la consommation						-4,71	-4,76	-4,75	-4,73	-4,74	-4,75	-5,37

Sans-terre des montagnes (HMO), petits propriétaires des montagnes (HMS), grands propriétaires des montagnes (HML), sans-terre de Terai (TEO), petits propriétaires de Terai (TES), grands propriétaires de Terai (TEL) et urbains (URB). En pourcentage de variation à partir de l'année de base. Intensité Import = Intensité à l'importation (importations/consommation domestique).

Bien que leurs revenus nominaux baissent, les ménages bénéficient également de la baisse des prix, de telle sorte que leurs revenus réels baissent peu ou même augmentent, dans le cas des ménages urbains (tableau 14). Ces variations dans le revenu nominal et les prix à la consommation améliorent légèrement le bien-être de l'ensemble des ménages, témoignant ainsi du faible niveau initial des droits d'entrée au Népal. Les ménages urbains sont les grands gagnants de la libéralisation étant donné la plus faible réduction de leur consommation et la plus forte baisse de leurs prix à la consommation. Les grands propriétaires terriens (HML et TEL) sont peu défavorisés, alors que les sans-terre et les petits propriétaires terriens sont les grands perdants.

Tableau 14. – Variations du revenu, des prix et du bien-être (Modèle 0)

Variations	HMO	HMS	HML	TEO	TES	TEL	URB	All
Revenu nominal	-4,84	-4,84	-4,67	-4,80	-4,78	-4,73	-4,83	-4,76
Indice des prix à la consommation	-4,71	-4,76	-4,75	-4,73	-4,74	-4,75	-5,37	-4,84
Pourcentage de la VE par rapport au revenu nominal initial	-0,06	-0,04	0,05	-0,03	-0,02	0,01	0,17	0,05

Sans-terre des montagnes (HMO), petits propriétaires des montagnes (HMS), grands propriétaires des montagnes (HML), sans-terre de Terai (TEO), petits propriétaires de Terai (TES), grands propriétaires de Terai (TEL) et urbains (URB). En pourcentage de variation à partir de l'année de base.

4.2. Désagrégation du travail de marché selon le sexe – Modèle 1

Nous procédons maintenant à la désagrégation du facteur travail du modèle de base en travail masculin et travail féminin avec une élasticité de substitution finie (imparfaite substitution) dans la production de biens et services. Bien que les résultats globaux varient très peu (et ne sont donc pas présentés), nous constatons des impacts très différents sur les taux de salaire des hommes et des femmes.

Nous avons vu dans le modèle de base que les prix agricoles baissent moins que les prix non agricoles. Vu que l'agriculture est plus intensive en main-d'œuvre féminine, et compte tenu de l'imparfaite substituabilité entre le travail des hommes et celui des femmes, le taux de salaire des femmes baisse moins que celui des hommes : -4,65 contre -5,05 (tableau 15). En prenant en considération l'imparfaite substituabilité du travail des hommes et des femmes, on introduit plus de rigidité dans le modèle menant à un élargissement du différentiel de prix entre les secteurs agricoles et non agricoles ; les prix agricoles baissent moins et les prix non agricoles baissent plus.

Tableau 15. – Variations dans les taux de salaires (Modèle 1)

Secteurs	Var. prix	Part des Femmes	Part dans les salaires des		Variations dans les taux de salaires		Variations dans les parts salariales	
	VA		Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Riz non décortiqué	-4,74	52,3	6,9	12,1	-5,05	-4,65	0,0	-0,2
Cultures alimentaires	-4,77	52,3	6,6	11,6	-5,05	-4,65	0,0	-0,2
Cultures de rente	-4,73	42,2	9,6	11,2	-5,05	-4,65	0,7	0,5
Bétail et pêches	-4,71	71,9	4,4	18,0	-5,05	-4,65	0,1	-0,1
Forêts	-4,75	26,4	4,2	2,4	-5,05	-4,65	-0,1	-0,3
Mines et carrières	-4,92	30,8	0,3	0,2	-5,05	-4,65	1,0	0,8
Manufactures	-4,91	36,9	15,3	14,3	-5,05	-4,65	1,4	1,2
Construction	-4,94	17,1	15,7	5,2	-5,05	-4,65	-0,9	-1,1
Électricité, gaz et eau	-4,93	10,4	1,3	0,2	-5,05	-4,65	-0,4	-0,6
Secteur public	-4,96	21,1	13,9	6,0	-5,05	-4,65	-1,4	-1,6
Autres services privés	-4,92	34,6	21,9	18,6	-5,05	-4,65	0,2	0,0
Total	-4,84	38,4	100,0	100,0	-5,05	-4,65	0,0	0,0

Étant donné que le taux de salaire des femmes baisse moins (-4,65 %) que les revenus des ménages, la part du salaire féminin dans les revenus familiaux augmente légèrement, alors que celle du salaire masculin baisse (tableau 16). Par ailleurs, les revenus des ménages urbains et des petits propriétaires de Terai chutent davantage que dans le modèle 0 (tableau 12) du fait que la part de leur revenu salarial familial générée par les femmes est plus faible. Dans toutes les autres catégories de ménages, pour lesquelles le revenu salarial féminin représente plus de la moitié de celui des hommes, la baisse des revenus est légèrement moins importante dans ce modèle comparativement à celui traitant les travailleurs sans distinction de sexe.

Tableau 16. – Variations dans les revenus des ménages (Modèle 1)

	Part de revenu (en pourcentage)							Variation du revenu						
	HMO	HMS	HML	TEO	TES	TEL	URB	HMO	HMS	HML	TEO	TES	TEL	URB
Salaires														
- Hommes	51,4	53,1	24,5	52,4	55,4	29,6	15,6	-2,6	-2,7	-1,2	-2,6	-2,8	-1,5	-0,8
- Femmes	39,6	33,7	15,9	38,8	27,0	17,7	4,4	-1,8	-1,6	-0,7	-1,8	-1,3	-0,8	-0,2
Rendements du capital	1,1	5,2	14,5	1,8	4,4	9,3	62,0	-0,1	-0,3	-0,7	-0,1	-0,2	-0,5	-3,1
Rendements de la terre	0,0	2,4	35,3	0,0	1,8	37,4	12,2	0,0	-0,1	-1,6	0,0	-0,1	-1,7	-0,6
Autres revenus	7,9	5,7	9,8	7,0	11,3	6,0	5,9	-0,3	-0,2	-0,3	-0,2	-0,4	-0,2	-0,2
Total	100	100	100	100	100	100	100	-4,82	-4,84	-4,66	-4,78	-4,80	-4,73	-4,85

Sans-terre des montagnes (HMO), petits propriétaires des montagnes (HMS), grands propriétaires des montagnes (HML), sans-terre de Terai (TEO), petits propriétaires de Terai (TES), grands propriétaires de Terai (TEL) et urbains (URB). En pourcentage de variation à partir de l'année de base.

Les indices de prix à la consommation baissent un peu moins que dans le modèle 0 (tableau 17) étant donné la rigidité introduite par l'imparfaite substitution du travail des hommes à celui des femmes. Par ailleurs, cette rigidité explique la faible réduction dans les gains de bien-être en variation équivalente dans l'ensemble (0,047 % contre 0,048 % dans le modèle 0). Nous observons également de légères pertes de bien-être par rapport au modèle 0 pour plusieurs catégories de ménages. D'ailleurs, seuls les grands propriétaires terriens (HMO et TEO) enregistrent un accroissement de bien-être par rapport au modèle 0, et ce, parce que la contribution des femmes est relativement plus importante dans le revenu salarial du ménage.

Tableau 17. – Variations du revenu, des prix et du bien-être (Modèle 1)

Variations	HMO	HMS	HML	TEO	TES	TEL	URB	All
Revenu nominal	-4,82	-4,84	-4,66	-4,78	-4,80	-4,73	-4,85	-4,75
Indice des prix à la consommation	-4,70	-4,75	-4,74	-4,72	-4,73	-4,74	-5,37	-4,83
Pourcentage de la VE par rapport au revenu nominal initial	-0,06	-0,05	0,04	-0,03	-0,04	0,01	0,16	0,05

Sans-terre des montagnes (HMO), petit propriétaires des montagnes (HMS), grands propriétaires des montagnes (HML), sans-terre de Terai (TEO), petits propriétaires de Terai (TES), grands propriétaires de Terai (TEL) et urbains (URB). En pourcentage de variation à partir de l'année de base.

Nous en concluons que la libéralisation commerciale au Népal augmente le salaire relatif des femmes, ainsi que leur part dans les revenus familiaux. En comparant les variations dans les taux de salaires des femmes (-4,65 %) et des hommes (-5,05 %) avec les variations dans les indices des prix à la consommation, nous enregistrons une augmentation du taux de salaire réel des femmes pour toutes les catégories de ménages, particulièrement celui des ménages urbains. Par contre, le taux de salaire réel des hommes baisse pour les ménages ruraux, alors qu'il augmente pour les ménages urbains.

4.3. Temps hors-travail et offre de travail marchand endogènes – Modèle 2

Dans ce modèle, nous introduisons davantage de réalisme dans nos hypothèses puisque nous postulons que les individus vont ajuster leur offre de travail marchand, et par conséquent, leur temps hors-travail marchand (loisir pur et travail domestique) selon les variations dans leur taux de salaire et leur revenu disponible pour la consommation discrétionnaire (revenu nominal net des transferts et taxes, de l'épargne,

et du coût des consommations minimales). Alors qu'une augmentation du taux de salaire fait hausser l'offre de travail par un effet substitution et un effet revenu indirect, une augmentation du revenu disponible pour la consommation discrétionnaire le fait diminuer suite à un effet revenu direct. Dans la plupart des catégories de ménages, on observe une augmentation de l'offre de travail marchand, étant donné une plus faible réduction du taux de salaire par rapport à la consommation discrétionnaire (tableau 18). De plus, cette augmentation est plus forte chez les femmes pour qui la réduction du salaire est moins importante. La principale exception concerne les ménages urbains, où la plus forte baisse des prix à la consommation réduit les coûts des consommations minimales et, par conséquent, améliore le revenu disponible pour la consommation discrétionnaire. Toutefois, cette réduction dans l'offre de travail urbain est suffisamment forte pour contrecarrer les augmentations chez les ménages ruraux, de telle sorte que l'offre globale de travail masculin – diminue alors que celle féminine augmente. Finalement, l'augmentation de l'offre relative de travail féminin réduit l'écart dans les variations des taux de salaires masculin et féminin par rapport au modèle précédent.

Tableau 18. – *L'offre du travail des hommes et des femmes (Modèle 2)*

<i>Variation</i>	<i>HMO</i>	<i>HMS</i>	<i>HML</i>	<i>TEO</i>	<i>TES</i>	<i>TEL</i>	<i>URB</i>	<i>ALL</i>
Taux de salaire des hommes	- 4,894	- 4,894	- 4,894	- 4,894	- 4,894	- 4,894	- 4,894	- 4,894
Taux de salaire des femmes	- 4,891	- 4,891	- 4,891	- 4,891	- 4,891	- 4,891	- 4,891	- 4,891
Consommation discrétionnaire	- 4,898	- 4,896	- 4,892	- 4,896	- 4,895	- 4,894	- 4,874	- 4,890
Indice des prix à la consommation	- 4,680	- 4,727	- 4,721	- 4,702	- 4,706	- 4,718	- 5,335	- 4,812
Offre de travail de marché des hommes	0,17	0,09	- 0,11	0,08	0,06	0,00	- 1,20	- 0,14
Offre de travail de marché des femmes	0,35	0,41	0,14	0,25	0,30	0,30	- 3,01	0,07
Temps hors-travail des hommes	- 0,004	- 0,002	0,002	- 0,002	- 0,001	0,000	0,021	0,003
Temps hors-travail des femmes	- 0,008	- 0,006	- 0,002	- 0,006	- 0,005	- 0,004	0,017	- 0,001

Sans-terre des montagnes (HMO), petits propriétaires des montagnes (HMS), grands propriétaires des montagnes (HML), sans-terre de Terai (TEO), petits propriétaires de Terai (TES), grands propriétaires de Terai (TEL) et urbains (URB). En pourcentage de variation à partir de l'année de base.

La réduction de l'offre de travail masculin et féminin induit une contraction des secteurs à forte intensité de travail, particulièrement les secteurs agricoles, par rapport aux modèles précédents. Ceci se traduit par une plus forte réduction dans les rendements du capital et, *a fortiori*, de la terre (tableau 19). Les ménages sans-terre et petits propriétaires ruraux ont de plus faibles réductions dans leurs revenus nominaux

compte tenu de l'augmentation du salaire masculin, alors que les grands propriétaires et les ménages urbains sont pénalisés par la baisse des rendements de la terre et du capital, respectivement.

Tableau 19. – Variations dans les revenus nominaux des ménages (Modèle 2)

	Part de revenu (en pourcentage)							Variation des rémunérations	Variation du revenu						
	HMO	HMS	HML	TEO	TES	TEL	URB		HMO	HMS	HML	TEO	TES	TEL	URB
Salaire des hommes	51,4	53,1	24,5	52,4	55,4	29,6	15,6	-4,89	-2,43	-2,55	-1,22	-2,53	-2,68	-1,45	-0,94
Salaire des femmes	39,6	33,7	15,9	38,8	27,0	17,7	4,4	-4,89	-1,81	-1,52	-0,76	-1,80	-1,24	-0,82	-0,34
Capital	1,1	5,2	14,5	1,8	4,4	9,3	62,0	-4,97	-0,05	-0,26	-0,72	-0,09	-0,22	-0,46	-3,08
Terre	0,0	2,4	35,3	0,0	1,8	37,4	12,2	-4,76	0,00	-0,11	-1,68	0,00	-0,09	-1,78	-0,58
Autres revenus	7,9	5,6	9,8	7,0	11,3	6,0	5,9	-	-0,33	-0,23	-0,33	-0,25	-0,44	-0,21	-0,24
Total	100	100	100	100	100	100	100	-	-4,63	-4,67	-4,72	-4,67	-4,67	-4,72	-5,18
Indice des prix à la consommation									-4,68	-4,73	-4,72	-4,70	-4,71	-4,72	-5,33
Pourcentage de la VE par rapport au revenu nominal initial									0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Sans-terre des montagnes (HMO), petits propriétaires des montagnes (HMS), grands propriétaires des montagnes (HML), sans-terre de Terai (TEO), petits propriétaires de Terai (TES), grands propriétaires de Terai (TEL) et urbains (URB). En pourcentage de variation à partir de l'année de base.

4.4. Introduction du travail domestique – Modèle 3

Lorsque nous prenons en considération le travail domestique, nous observons de nouveau une nette dichotomie entre les ménages urbains et ruraux. Alors que l'offre de travail marchand augmente et le temps hors-travail (loisir pur et travail domestique) diminue en milieu rural, c'est tout le contraire parmi les ménages urbains. Toutefois, dans ce modèle, les ménages ont l'option de substituer la consommation de biens provenant du marché par des produits domestiques, dont les « prix », qui sont liés à leur coût de production. Les taux de salaires baissent donc plus fortement (tableau 20). Ainsi, comparativement au modèle précédent, les hommes et, surtout, les femmes réduisent leur participation au marché du travail et augmentent leur temps hors-travail. Étant donné cette substitution vers la consommation de biens domestiques, les prix de marché et, par conséquent, les taux de salaire diminuent davantage dans ce modèle. La réduction des taux de salaires diminue le revenu nominal des ménages, mais puisque cette réduction est compensée par une augmentation du temps de loisir et la consommation de biens domestiques, le bien-être des ménages n'est presque pas affecté.

Tableau 20. – *L'offre du travail des hommes et des femmes (Modèle 3)*

	<i>HMO</i>	<i>HMS</i>	<i>HML</i>	<i>TEO</i>	<i>TES</i>	<i>TEL</i>	<i>URB</i>	<i>ALL</i>
Travail domestique des hommes/travail domestique total	0,29	0,23	0,26	0,28	0,34	0,25	0,29	0,27
Élasticité de substitution dans le travail domestique	0,30	0,30	0,30	0,30	0,30	0,30	0,30	
Variations :								
Offre de travail de marché des hommes	0,143	0,171	0,182	0,072	0,331	0,077	-2,688	-0,230
Offre de travail de marché des femmes	0,304	0,534	0,542	0,236	0,628	0,408	-7,167	-0,037
Temps de loisir des hommes	-0,004	-0,004	-0,003	-0,002	-0,006	-0,002	0,032	0,002
Temps de loisir des femmes	-0,005	-0,005	-0,005	-0,004	-0,007	-0,003	0,031	0,001
Travail domestique des hommes	-0,003	-0,004	-0,003	-0,002	-0,007	-0,001	0,048	0,005
Travail domestique des femmes	-0,007	-0,008	-0,007	-0,006	-0,011	-0,005	0,044	0,001
Production domestique du ménage	-0,004	-0,005	-0,004	-0,003	-0,007	-0,003	0,031	0,001
Prix des biens domestiques	-5,11	-5,11	-5,11	-5,11	-5,11	-5,11	-5,11	-5,11
Taux de salaire des hommes	-5,11	-5,11	-5,11	-5,11	-5,11	-5,11	-5,11	-5,11
Taux de salaire des femmes	-5,10	-5,10	-5,10	-5,10	-5,10	-5,10	-5,10	-5,10
Variation du revenu nominal	-4,86	-4,80	-4,85	-4,88	-4,65	-4,95	-5,85	-4,86
Variation de l'indice des prix à la consommation	-4,37	-4,41	-4,42	-4,39	-4,40	-4,41	-5,01	
Pourcentage de la VE par rapport au revenu nominal initial	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Sans-terre des montagnes (HMO), petits propriétaires des montagnes (HMS), grands propriétaires des montagnes (HML), sans-terre de Terai (TEO), petits propriétaires de Terai (TES), grands propriétaires de Terai (TEL) et urbains (URB). En pourcentage de variation à partir de l'année de base.

5. CONCLUSION

Nous avons analysé les différentes étapes de modélisation de la problématique du genre à partir d'un modèle standard d'équilibre général calculable. Nous avons présenté les effets de la libéralisation des échanges commerciaux sur le travail des hommes et des femmes au Népal. Notre principale contribution se rapporte à la modélisation du loisir, d'une part, mais aussi au lien entre les différents modèles utilisés à des fins d'analyse de politiques économiques, d'autre part. Alors que les précédentes études introduisaient explicitement le loisir dans leur modèle, ce qui nécessitait, par conséquent, des données généralement peu ou non disponibles sur cette variable, nous avons eu recours à des

modèles microéconomiques et à des procédures alternatives de calibration pour contourner cet obstacle. En outre, nous avons postulé une absence de séparabilité entre les activités de production et de consommation des services domestiques, pour lesquels il n'existe par définition, aucun marché. La simulation d'une élimination complète des barrières tarifaires montre que la libéralisation des échanges commerciaux profite plus aux femmes qu'aux hommes en termes de distribution de revenus. Généralement, les hommes et les femmes offrent plus de travail marchand chez les ménages ruraux, et moins chez les ménages urbains. La contribution des femmes dans le revenu du ménage s'accroît relativement à celle des hommes. Toutefois, l'accroissement du travail des femmes n'est pas suivi d'une réduction de leur travail domestique, mais plutôt de leur temps de loisir. Bien que les hommes disposent généralement de plus de temps de loisir que les femmes, la libéralisation vient accroître cet écart, vu que les hommes travaillent moins pour le marché et à la maison. Décomposer le travail entre les hommes et les femmes n'a de pertinence que dans l'analyse de la problématique du genre, sinon les modèles standards se prêtent bien à l'analyse d'impacts des politiques économiques. Également, les résultats de cette étude sont conformes à ceux de la littérature sur le fait que le gain en bien-être de la libéralisation est sous-estimé dans les modèles à offre de travail exogène comparativement à ceux intégrant le loisir comme une alternative au travail de marché. Distinguer le temps hors-travail de marché en loisir pur et en travail domestique n'a d'intérêt que pour mettre en exergue la pression des tâches domestiques sur les femmes et l'impact des politiques économiques sur le bien-être des hommes et des femmes.

BIBLIOGRAPHIE

- Ashenfelter O. et Heckman J., « The Estimation of Income and Substitution Effects in a Model of Family Labor Supply », *Econometrica*, vol. 42, n° 1, 1974, p. 73-86.
- Fofana I., Cockburn J. et Decaluwé B., « Developing Country Superwomen : Impacts of Trade Liberalisation on Female Market and Domestic Work », *Cahier de recherche*, Université Laval, CIRPÉE, 2005a (à paraître).
- « A Gender-aware Macroeconomic Model for Evaluating Impacts of Policies on Poverty Reduction in Africa : The Case for South Africa », *Cahier de recherche*, Université Laval, CIRPÉE, 2005b (à paraître).
- Fontana M., « Modeling the Effects of Trade on Women : A Closer Look at Bangladesh », Institute of Development Studies (Brighton), *Working Paper*, n° 139, 2001.
- Fontana M. et Wood A., « Modeling the Effects of Trade on Women at Work and at Home », *World Development*, vol. 28, n° 7, 2000.
- Graham John W. et Green Carole A., « Estimating the Parameters of a Household Production Function with Joint Products », *Review of Economics and Statistics*, vol. 66, n° 2, 1984, p. 277-282.

- Sapkota P.-R., *Trade Liberalization and Poverty in Nepal : An Applied General Equilibrium Analysis*, mimeo, Himalayan Institute of Development and CIRPÉE-PEP, 2001a.
- *Regionally Disaggregated Social Accounting Matrices of Nepal, 1996/97*, mimeo, Katmandou, Népal, Himalayan Institute of Development, 2001b.
- Siddiqui R., « Modelling Gender Dimensions of the Impact of Economic Reforms on Time Allocation among Market Work, Households Work and Leisure », Research Report n° 185, Islamabad, Pakistan, Pakistan Institute of Development Economics, 2004.

**LES DÉTERMINANTS
DE LA DEMANDE D'ÉDUCATION
CHEZ LES ENFANTS TRAVAILLANT
DANS LE SECTEUR DE L'ARTISANAT
À MARRAKECH :
ANALYSE MICROÉCONOMIQUE**

Mohammed Bougroum,
Aomar Ibourk¹

Les travaux sur les déterminants du travail des enfants concordent pour considérer ce phénomène comme le résultat de la conjonction des facteurs liés à l'offre, à la demande, au cadre juridique et au contexte social. Du côté de l'offre, l'accent est mis sur les déterminants du choix de l'enfant entre travail et scolarité (Jensen et Nielson, 1997 ; Wahba, 1999 ; Rosati, 2001 ; Patrinos et Psacharopoulos, 1997). Ces travaux mettent en évidence la pauvreté, les contraintes de crédit, le dysfonctionnement du système éducatif et les caractéristiques socio-démographiques liées au ménage de l'enfant comme principaux facteurs influençant le choix fait au détriment de la scolarité. Du côté de la demande, la présence d'une catégorie d'employeurs (entreprises et familles) à la recherche d'une main d'œuvre bon marché et docile, la prépondérance du secteur informel, le degré peu complexe des processus de production sont les principaux déterminants de la demande (Mejjati Alami, 2002). La faible prise du Code du travail sur la réalité des relations de travail, particulièrement dans le secteur informel, constitue un facteur objectif supplémentaire pour le développement du travail des enfants. L'effet de ces facteurs économiques et institutionnels est d'autant plus fort que le contexte social marocain est caractérisé, d'une part, par la persistance d'une perception sociale traditionnelle du travail servant de caution à la mobilisation de la main d'œuvre juvénile et, d'autre part, par une crise profonde du système éducatif rendant pro-

1. CREQ – Centre de Recherche en Économie Quantitative, Université Cadi Ayyad, Marrakech, Maroc, Contacts : bougroum@univ-aix.fr/Ibourk@univ-aix.fr.

pice le développement d'attitudes négatives vis-à-vis de l'institution scolaire.

Les recommandations politiques des travaux sur le travail des enfants dans les pays en développement s'accordent sur la nécessité d'adopter une approche globale prenant en compte le caractère complexe du phénomène. Les mesures d'interdiction juridique du travail des enfants, par exemple, peuvent conduire à des résultats contraires à l'effet escompté si elles ne sont pas accompagnées par d'autres mesures visant à agir sur les différents déterminants (économiques et sociologiques) à l'origine de ce phénomène. La lutte contre la pauvreté et l'encouragement de la scolarité sont, pour beaucoup d'auteurs, les principaux leviers de lutte contre le travail des enfants (Rosati, 2001).

À la lumière de ces travaux et sous l'impulsion des organisations internationales, plusieurs pays en développement ont mis en place des programmes d'actions de lutte contre le travail des enfants. Outre, la mise en conformité des législations nationales avec les conventions et recommandations internationales, ces programmes ont un important volet curatif qui cible les enfants qui sont au travail. Le but ultime de ces actions curatives est la réinsertion des enfants travailleurs dans le système éducatif ou, du moins, l'amélioration des conditions de travail de ceux pour qui le retour à l'école semble difficile à réaliser. Cette amélioration passe par la mise en place de programmes donnant à l'enfant la possibilité de suivre des cours d'alphabétisation et de bénéficier d'activités sociales d'épanouissement tout en continuant à travailler.

Le déficit accumulé par les enfants travailleurs en matière de formation justifie l'importance accordée à la formation dans les programmes de lutte contre le travail des enfants. Cependant, au-delà de cette justification de principe, la question de la pertinence de cette offre d'éducation non formelle (cf. encadré 1, Annexe 2) se trouve posée. La recherche d'éléments de réponse à cette question conduit à élargir le cadre d'analyse de la problématique du travail des enfants. Il s'agit de pousser l'analyse au-delà de la question standard des déterminants de l'offre de travail des enfants, pour s'intéresser aux facteurs qui influencent la demande d'éducation émanant des enfants travailleurs.

Ce papier constitue une contribution dans ce sens. Utilisant des données originales émanant d'une étude monographique (Serroukh, 2001), nous cherchons à analyser les déterminants du choix de l'enfant travailleur face à une offre d'éducation non formelle (Section 2). Cette question est abordée en rappelant le cadre général de la problématique du travail des enfants au Maroc (Section 1). Les principales implications politiques sont présentées sous forme de remarques de conclusion.

1. PRINCIPAUX ÉLÉMENTS DU CONTEXTE ÉCONOMIQUE ET SOCIAL EN RELATION AVEC LE TRAVAIL DES ENFANTS

Le travail des enfants constitue un exemple parfait des nombreux cas qu'offre le marché du travail marocain où la réalité est en déphasage complet avec les textes régissant les relations de travail¹. Alors que le Maroc a ratifié toutes les conventions internationales en la matière (Convention des droits de l'enfant ratifiée en 1993, convention 138 du BIT relative à l'âge minimum d'admission à l'emploi, ratifiée en 1998 et la convention 182 du BIT relative aux formes extrêmes du travail des enfants, ratifiée en 2000) et que les textes en vigueur fixent l'âge minimum de travail à 15 ans² et que la scolarité est désormais obligatoire pour tous les enfants de 6 à 15 ans, le travail des enfants continue d'être une réalité pesante du marché du travail marocain.

Plusieurs facteurs concourent pour faire du travail des enfants un fait stylisé du marché du travail. Certains de ces facteurs se rapportent à des réalités économiques, d'autres ont trait aux perceptions sociales en vigueur.

1.1. Les facteurs d'ordre économique

Trois facteurs sont souvent avancés comme déterminants économiques du travail des enfants. La pauvreté, le dysfonctionnement du système éducatif influencent l'offre de travail alors que la structure du système productif agit sur la demande.

1.1.1. *Pauvreté et fortes inégalités*

Le taux de pauvreté est estimé au niveau national à 19 % (Direction de la Statistique, 1999)³, soit une population pauvre de plus de 5,3 millions de personnes. Ce taux au niveau national cache d'importantes disparités spatiales entre le milieu urbain et le milieu rural. En effet, le taux de pauvreté en milieu rural est de 27,2 % (contre 12 % en

1. Notons que ce constat relatif au décalage entre les textes et la réalité ne concerne pas uniquement le marché du travail. Ce décalage est visible pratiquement dans tous les aspects de la vie courante et renvoie à une question plus large ; celle du décalage existant entre le modèle théorique véhiculé par les textes et les modèles sous-jacents aux logiques de comportements réels des agents économiques. En utilisant la typologie des *Économies de la Grandeur* (Boltanski et Thévenot, 1991), on peut dire schématiquement que le modèle théorique est inspiré de la cité civique alors que les logiques de comportements des acteurs sont constituées de façon hybride par un mélange de toutes les autres cités : civique, industrielle, domestique et bureaucratique (Bougroum, 1999).

2. Le projet du Code du travail en discussion depuis une vingtaine d'années vient d'être adopté par les deux chambres du Parlement en juillet 2003. Ce nouveau Code est conforme à la convention 138 sur l'âge minimum d'accès au marché du travail.

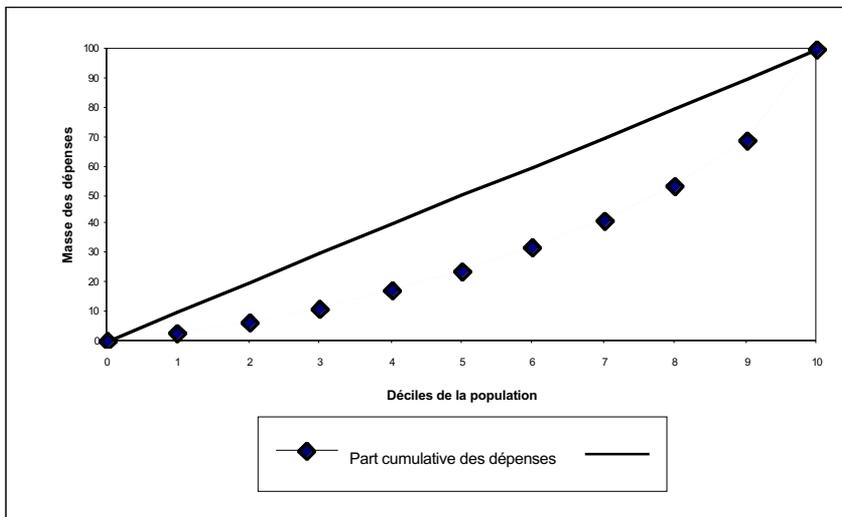
3. Enquête nationale sur les niveaux de vie de ménages réalisée par la Direction de la Statistique en 1998/1999. Ce taux de pauvreté est établi sur la base d'un seuil de dépenses par personne et par an fixé respectivement à 3 922 Dhs en milieu urbain et 3 037 Dhs en milieu rural.

milieu urbain). Plus de 65 % des pauvres sont des ruraux. La situation individuelle de la personne vis-à-vis de la pauvreté ne peut être dissociée des caractéristiques du ménage auquel elle appartient. Une forte majorité des pauvres (59,68 % en milieu urbain et 66,75 % en milieu rural) appartient à des ménages dont le chef est analphabète (sans niveau d'instruction) alors que la part des personnes pauvres dont le chef du ménage a un niveau d'instruction secondaire ou supérieure est à peine supérieure à 1 %.

Les personnes en situation de pauvreté appartiennent, en majorité, à des ménages de grande taille. Plus de 45 % des personnes pauvres (respectivement 40,25 % en milieu urbain et 48,42 en milieu rural) appartiennent à des ménages de grande taille (9 personnes et plus) alors que celles qui appartiennent à des ménages de petite taille (1 à 2 personnes) représentent moins de 1 % de la population pauvre.

La pauvreté s'accompagne également par une forte inégalité¹. Les 10 % de la population la plus défavorisée ne réalisent que 2,63 % de la masse totale des dépenses de consommation alors que les 10 % les plus favorisés en réalisent 30,95 % (cf. graphique 1). L'écart, mesuré en parts de dépenses réalisées, entre les personnes se situant dans le premier décile et ceux situés dans le dernier décile est de l'ordre de 11,8.

Graphique 1. – Concentration des dépenses de consommation



Sources : Enquête Nationale sur les niveaux de vie des ménages (1998/1999), Direction de la Statistique.

1. À défaut des données fiables sur le revenu des personnes, les inégalités sont appréciées par rapport aux dépenses annuelles moyennes par personnes (DAMP).

L'offre du travail des enfants est liée aux conditions de vie des ménages. Les fortes contraintes de liquidité auxquelles sont soumis les ménages pauvres accroissent considérablement le coût d'opportunité des autres activités alternatives au travail et principalement la scolarité. L'enfant travailleur contribue à soulager à court terme les contraintes de liquidités de son ménage en lui épargnant les dépenses inhérentes à sa scolarisation et éventuellement en contribuant au revenu collectif dans le cas où il perçoit un salaire. Dans une société où le ménage parental continue de jouer un rôle prépondérant en tant que support des transferts intergénérationnels, les impératifs de court terme liés aux exigences de survie du ménage contribuent à modifier le schéma traditionnel de ces transferts. À la responsabilité traditionnelle de prise en charge des parents dans leurs vieux jours, s'ajoute pour les enfants la responsabilité de contribuer dès leur jeune âge au revenu du ménage. En d'autres termes, avec la pauvreté des ménages, le modèle traditionnel de transferts intergénérationnels à double sens, constitué de deux étapes séquentielles dans le temps (transferts des ménages vers les enfants puis transferts des enfants vers les ménages) est en phase d'être supplanté par un modèle de transferts à sens unique (enfants vers ménages).

1.1.2. Dysfonctionnements du système éducatif

La scolarisation constitue pour les enfants la principale occupation alternative à l'entrée sur le marché du travail. Dans les pays en voie de développement, cette alternative a pris de l'importance avec la mise en place et l'extension de l'école moderne qui a accompagné l'accession à l'indépendance politique.

Le Maroc enregistre un important déficit en matière d'instruction de la population. Seule la moitié de la population âgée de plus de 10 ans est alphabétisée¹ (Direction de la Statistique, 1999). La population active est largement sous-qualifiée : 39,4 % et 68,5 % de cette population est respectivement « sans aucun niveau d'instruction » et « sans diplôme » (Direction de la Statistique, 2001). Les disparités par milieu de résidence et par genre sont importantes. Les indicateurs relatifs aux femmes dans le milieu rural sont particulièrement faibles : moins de deux femmes sur dix sont alphabétisées, presque 9 actives sur 10 n'ont aucun niveau d'instruction et le pourcentage des diplômées actives est seulement de 3 %.

Cette situation dénote des difficultés d'atteindre les objectifs de la politique éducative tant sur le plan de la généralisation de l'enseignement fondamental que sur celui de l'alphabétisation des adultes. Sur le premier point, les progrès enregistrés au niveau du taux de sco-

1. Le statut d'alphabétisé est apprécié uniquement par rapport aux données déclaratives émanant du chef du ménage.

larisation (cf. tableau 2) restent fragiles tant le taux des déperditions est élevé, la qualité de l'enseignement est incertaine et les disparités par milieu de résidence et par genre sont importantes. La population en âge de scolarité qui reste en dehors de l'école est, en volume, conséquente. En 1998-1999, le nombre d'enfants de la tranche d'âge de 6 à 11 ans qui ne sont pas scolarisés dépasse le million. En 2000/2001, les enfants de cette tranche d'âge qui ne sont pas scolarisés sont au nombre de 585 000 dont 458 000 en milieu rural (Akesbi, 2002). Par ailleurs, le taux élevé des déperditions et les incertitudes sur la qualité qui caractérisent l'enseignement fondamental poussent à s'interroger sur le rendement interne de cet enseignement. En effet, en 2001, le taux de déperdition au niveau du premier cycle fondamental est de 40 %, c'est-à-dire que sur 100 enfants entrant dans la première année de ce cycle, seuls 61 arrivent à la sixième année (Akesbi, 2002). De plus, l'étude sur l'évaluation des acquis scolaires qui a porté sur un échantillon d'élèves de la quatrième année du fondamental interpelle sur la qualité de l'enseignement. Le taux de maîtrise des trois tests¹ composant l'évaluation est seulement de 4,8 % (Akesbi, 2002).

1.1.3. *Système productif dual*

Le système productif marocain est dual. Le segment traditionnel, prédominant, coexiste avec un segment moderne. Le premier se caractérise par une technologie rudimentaire, intensive en main d'œuvre. Une grande partie des emplois générés par ce segment peut être occupée par les enfants (emplois d'aide familial, apprenti...). C'est le cas par exemple de l'agriculture en milieu rural et de l'artisanat et des services (domestiques) en milieu urbain. De même, dans certains secteurs dits modernes, l'organisation du travail est de type taylorien et les emplois générés sont, pour une large partie, peu qualifiés ; ce qui favorise l'emploi des enfants. Dans tous les cas, le recours à la main d'œuvre juvénile obéit à une même logique de court terme, celle de disposer d'une main d'œuvre docile et peu coûteuse². Pour, les producteurs dans les secteurs traditionnels comme ceux des secteurs modernes, le coût salarial est un levier important de compétitivité. Pour les uns comme pour les autres, ce levier assure la marge bénéficiaire mais pour des raisons différentes : les premiers parce qu'ils opèrent dans un marché local très étroit et peu solvable³ et pour les deuxièmes parce qu'ils se sont insérés dans la division internationale du travail en se positionnant

1. Les trois tests portent sur la vie courante, les mathématiques et la lecture-écriture.

2. Pas seulement en termes de salaires mais également en termes de formation, de couverture sociale...

3. Le secteur traditionnel semble s'inscrire dans un cercle vicieux qui limite son développement : emplois non qualifiés, salaire faible, pouvoirs d'achat faible, demande faible.

dans des secteurs à faible valeur ajoutée nécessitant un recours intensif au travail non qualifié.

1.2. Les facteurs d'ordre sociologique

Le travail des enfants au Maroc a toujours été un fait parfaitement en adéquation avec l'organisation traditionnelle de la société. En fait, dans la société traditionnelle, les activités agricoles prédominaient. Le marché du travail au sens moderne du terme était peu structuré voire même inexistant. Le travail s'organisait autour de l'exploitation familiale et/ou des activités liées aux besoins du ménage. Le travail en dehors de l'exploitation familiale était, dans certains cas, organisé dans le cadre des échanges de réciprocité entre familles. Les enfants étaient naturellement mis à contribution en leur assignant des tâches bien précises (corvée de l'eau et du bois, gardes de bétail...). Le travail des enfants était perçu comme faisant partie de l'éducation de l'enfant. C'est un moyen de familiariser l'enfant avec la réalité et à terme de lui apprendre un métier¹.

Cette organisation sociale traditionnelle a été fortement perturbée par l'urbanisation croissante de la population et la mise en place de l'école moderne. Sans permettre une modernisation homogène, cette évolution a conduit à une dualité de l'économie et de la société. Les modes de l'échange du travail se sont diversifiés en se superposant. L'échange centré sur l'activité de l'unité familiale (exploitation agricole ou unité artisanale) coexiste avec l'échange basé sur le salariat et le travail indépendant. La situation de l'enfant a évolué en conséquence. Une partie de la population juvénile est soustraite au travail grâce à l'école moderne et/ou aux conditions matérielles favorables des parents. Une autre partie, moins chanceuse, appartenant aux couches défavorisées issues principalement du milieu rural, s'est intégrée progressivement dans l'échange marchand du travail. Cette double dualité au niveau économique et social induite par l'urbanisation et l'école moderne a conduit à l'émergence de nouvelles normes sociales qui ne remettent en cause que partiellement le bien fondé du travail des enfants. La nouvelle élite sociale, majoritairement localisée en milieu urbain et/ou ayant bénéficié de l'école moderne, refuse de voir ses propres enfants travailler en bas âge tout en s'accommodant du travail des enfants des couches défavorisées². Ainsi, il n'est pas rare de rencontrer des ménages dont le chef et/ou le conjoint ont un niveau d'instruction très élevé (médecins, pro-

1. Le père avait la charge morale de préparer son fils à la vie professionnelle en lui apprenant son propre métier. La mère prend en charge la fille en l'associant au travail domestique et à certaines activités assurées par les femmes.

2. Cette attitude est à mettre en liaison avec une norme prédominante qui dévalorise le travail manuel, jugé du ressort des travailleurs non qualifiés (et non diplômés) ou plus généralement de travailleurs de conditions sociales inférieures.

fesseurs d'université, ingénieurs, cadres supérieurs) et/ou sont riches (entrepreneurs, hommes politiques) ne lésinant pas sur les moyens pour faire bénéficier leurs progénitures des meilleures structures de formation tout en employant des filles rurales en bas âge en tant que domestique dans des conditions indécentes. Cette attitude sélective vis-à-vis du travail des enfants est souvent renforcée par la vision traditionnelle selon laquelle la pauvreté est perçue comme une fatalité ou un sort réservé. Le fait de faire travailler les enfants issus de familles pauvres est considéré comme un acte positif visant à aider ces enfants et leurs parents. Dans ces conditions, le travail des enfants tel qu'il est vécu dans la réalité marocaine sort du schéma social initial qui le justifiait comme moyen naturel d'apprentissage. Il s'inscrit désormais de plus en plus dans un schéma d'exploitation.

La perception sociale de l'école constitue également un important déterminant du travail des enfants. En effet, dans certains cas, les attitudes négatives des parents et/ou des enfants sont à l'origine des difficultés de scolarisation des enfants issus des couches défavorisées (Ibourk, 2003). La perception sociale de l'école a beaucoup évolué. Après avoir été perçue comme le moyen par excellence de mobilité sociale pour avoir permis à des générations d'enfants issus des couches pauvres d'accéder à des positions sociales valorisées, l'école est considérée de plus en plus avec méfiance et appréhension à cause de son incapacité à continuer à jouer ce rôle. Le chômage des diplômés de l'enseignement public constitue un indicateur parlant de cet échec. En réalité, cette perception négative de l'école n'est pas générale dans toutes les couches sociales et ne concerne pas toutes les composantes du système éducatif. Elle prévaut essentiellement chez les couches sociales défavorisées et concerne uniquement l'école publique à laquelle ces couches ont accès. En d'autres termes, à la dualité sociale qui caractérise la société marocaine correspond un système éducatif dual dans lequel le choix des couches défavorisées est restreint, par la force des choses, à l'école publique. Pour les couches sociales favorisées, l'école continue d'être une clé de réussite sociale comme en témoigne les efforts financiers que les ménages de cette catégorie sociale consentent pour accéder à l'école privée. Cette situation d'un système éducatif à deux vitesses risque de déboucher dans le cas marocain sur une situation paradoxale où les personnes les moins instruites, sur lesquelles devraient être focalisés les efforts de la politique éducative, sont confinées au segment défailant du système éducatif ; ce qui favorise chez eux l'émergence d'attitudes négatives envers l'école et encourage de fait le travail des enfants.

2. DÉTERMINANTS INDIVIDUELS DE LA DEMANDE D'ÉDUCATION NON FORMELLE

Dans cette section, nous exploitons des données originales issues d'une étude monographique (cf. encadré 2, Annexe 2) pour étudier les déterminants de la demande d'éducation chez les enfants travaillant dans le secteur de l'artisanat à Marrakech. Auparavant, nous décrivons la structure des données.

2.1. Description des données

La collecte de données a concerné les enfants travailleurs, les parents et les employeurs. Dans ce qui suit, nous commentons l'analyse factorielle d'un tableau construit à partir des enquêtes « enfants » et « parents ».

Le regroupement des enfants qui ressort du premier axe est dû principalement aux variables individuelles de l'enfant. Quatre variables contribuent significativement à cet axe. Il s'agit des raisons de l'abandon de l'école, l'âge, l'ancienneté d'abandon et l'attitude de l'enfant. Cet axe met en évidence l'opposition entre la modalité « Abandon de l'école pour raison de pauvreté » (APV1), projetée sur le côté gauche de l'axe, et la modalité « Abandon de l'école pour des raisons propres à l'enfant » (AEN1), projetée du côté droit de l'axe. La première modalité (APV1) est associée à la classe d'âge la plus jeune (moins de 10 ans) et une position de l'enfant en faveur de son intégration à l'école (et l'arrêt du travail). En revanche, les enfants pour qui l'interruption de l'école n'est pas liée à la pauvreté (AEN1) sont en moyenne plus âgés et sont beaucoup plus nombreux à ne pas opter pour un retour à l'école. Cet axe suggère que l'attitude de l'enfant en matière de demande d'éducation n'est pas neutre par rapport aux raisons à l'origine de sa déscolarisation. Une déscolarisation involontaire (pour cause de pauvreté) ne conduit pas à une attitude de rejet de l'école. De même, l'attitude de l'enfant envers l'école dépend de son âge. Plus l'enfant avance dans l'âge, plus son intégration dans le marché du travail est effective et moins il est disposé à retourner à l'école.

Le deuxième axe est déterminé essentiellement par les variables liées à l'attitude du père ou du tuteur de l'enfant. On retrouve du côté droit de l'axe, le groupe d'enfants dont le père opte pour un retour sans condition de son enfant à l'école (AC11 et AC20) et, du côté gauche, le groupe d'enfants pour lesquels le père pose des conditions à leur retour à l'école. On retrouve également du côté droit de l'axe la modalité « Intermédiation des parents pour décrocher l'emploi actuel (IPA1) ». Cela veut dire que les enfants pour qui les parents sont d'accord pour un retour sans condition à l'école sont relativement plus nombreux à accéder à l'emploi actuel qu'ils occupent grâce à l'intermédiation de

leurs parents. Cet axe peut donc être interprété en fonction de l'attitude des parents. Pour les parents du premier groupe, le travail de leurs enfants semble être un second choix par rapport à la scolarisation. Ils sont d'accord pour que leurs enfants réintègrent l'école et abandonnent leurs emplois même si ce sont eux qui les ont aidés à trouver ces emplois. De l'autre côté, pour les parents du deuxième groupe, le travail semble primer sur la scolarisation de l'enfant. Cette dernière n'est envisagée que sous conditions. Trois conditions sont souvent citées. Deux des trois conditions supposent la possibilité de concilier l'école et le travail. La troisième condition lie le retour à l'école à l'octroi de soutien financier pour supporter le coût de scolarisation. En fait, pour ces parents, le retour à l'école ne devrait pas conduire à soustraire définitivement l'enfant du monde du travail et ne devrait pas avoir d'incidences sur les dépenses des parents.

Le troisième axe oppose les enfants sur la base de variables individuelles et professionnelles. Trois variables contribuent à plus de 50 % de l'inertie de l'axe. Il s'agit des variables suivantes : la maîtrise de l'écriture, l'âge, l'ancienneté d'abandon de l'école, l'existence ou non de dangers professionnels. Sur le côté droit de l'axe, nous retrouvons les modalités suivantes : « l'enfant maîtrise l'écriture » (ECE1), « âgé de plus de 10 ans » (AGE2 et AGE2), les modalités correspondantes à une ancienneté positive d'abandon de l'école (DUR1 à DUR4), « pense que son activité l'expose à des risques de santé » (DAG1). Symétriquement, les modalités projetées du côté gauche de l'axe sont : « l'enfant ne maîtrise pas l'écriture » (ECE0), la modalité correspondant à une ancienneté inconnue de l'abandon de l'école (DUR0), « âgé de moins de 10 ans » (AGE1). En fait, cet axe rappelle la réalité suivante : certains enfants entament leur parcours professionnel pratiquement à l'âge où ils devraient commencer leur scolarité. De ce fait, dans le cas de ces enfants, le travail est un choix excluant la scolarité et non pas un choix induit par l'échec scolaire de l'enfant. Ces enfants travailleurs de moins de 10 ans ne peuvent pas par conséquent prétendre maîtriser la lecture et ne sont pas non plus en âge de prendre toute la mesure des dangers qu'ils encourent dans le cadre de l'exercice de leur activité.

2.2. Attitudes de l'enfant face à une offre d'éducation : déterminants individuels

Les enfants travailleurs sont regroupés en quatre classes correspondant chacune à un choix particulier de l'enfant en matière de demande d'éducation (retourner à l'école ; bénéficier d'un cours d'alphabetisation tout en continuant à travailler ; être indifférent en choisissant les deux possibilités ; rejeter les deux possibilités (n'exprimer aucune demande d'éducation). En prenant, la dernière alternative (absence de demande d'éducation) comme référence, nous cherchons à

estimer l'effet de certaines variables sur la probabilité d'appartenir à l'un des trois autres groupes. Dans ce qui suit, Nous commentons les principaux résultats du modèle logit multinomial (cf. tableau 4).

- **Âge de l'enfant**

Le fait que l'enfant appartienne à la première classe d'âge (moins de 10 ans) augmente significativement la probabilité du choix de l'alternative « Retour à l'école ». Cet effet suggère que plus l'enfant avance dans l'âge, plus il serait enclin de développer une attitude distante vis-à-vis de l'école et du monde de la formation en général. L'effet de l'âge n'est pas significatif sur la probabilité d'opter sur la formule « cours d'alphabétisation + travail » uniquement.

- **Niveau scolaire de l'enfant**

La probabilité que l'enfant opte pour les deux formes de formation est d'autant plus faible que son niveau scolaire est élevé. Cet effet peut s'expliquer en considérant que les enfants ayant un niveau scolaire élevé, compte tenu de leur âge et/ou leur expérience, sont beaucoup plus en mesure de mieux cerner leurs besoins en formation. Si les deux options sont considérées séparément, l'effet du niveau scolaire n'est significatif que dans le cas de l'alphabétisation. Plus le niveau scolaire de l'enfant est élevé, moins ce dernier est enclin à opter pour les cours d'alphabétisation.

- **Ancienneté de sortie de l'école¹**

L'effet de cette variable s'avère positif sur chacun des trois autres choix alternatifs à l'option prise en référence. Cet effet positif pourrait traduire une évolution dans l'attitude de l'enfant conduisant à une inversion de ses préférences entre le monde professionnel et l'école. Avec le temps, l'enfant prend la mesure des contraintes liées au monde du travail. Ces contraintes prennent progressivement le pas sur le sentiment de liberté retrouvée que généralement l'enfant ressent juste après son départ de l'école. En d'autres termes, par rapport aux contraintes très pesantes du monde du travail qu'il endure en tant qu'actif occupé, le bénéfice ou l'intérêt de la liberté associée à la déscolarisation pourrait s'avérer de plus en plus insignifiant.

- **L'enfant déclare maîtriser la lecture**

La maîtrise par l'enfant de la lecture augmente la probabilité que son choix porte au moins sur l'une des deux formes de formation (retour à l'école ou alphabétisation). Cet effet positif reflète le fait que la

1. Cette variable mesure la durée de la période de déscolarisation vécue par l'enfant au moment de l'enquête. Elle est mesurée par le nombre de mois qui sépare la date à laquelle l'enfant a quitté l'école et la date de réalisation de l'enquête.

demande de formation est, dans l'esprit de certains enfants, conditionnée par l'acquisition au préalable de compétences minimales en matière d'écriture, de lecture et de calcul. En effet, un enfant pouvant se prévaloir de ces compétences exprimerait plus facilement une demande de formation dans la mesure où il est déjà en possession d'outils lui permettant d'appréhender le monde de formation avec moins d'appréhension et de méfiance. En revanche, sans ces compétences minimales, l'enfant pourrait percevoir le monde de formation comme un monde étranger difficile d'accès.

- **L'enfant avance la pauvreté comme principale raison de sa déscolarisation**

La probabilité que l'enfant opte pour l'un des deux types de formation (Retour à l'école ou Alphabétisation) augmente si sa déscolarisation est due principalement à la pauvreté. Cet effet positif est beaucoup plus fort dans le cas où l'enfant exprime une demande de formation excluant le travail (Retour à l'école). L'effet discriminant de cette variable peut s'expliquer par le fait que dans le cas où l'enfant a été contraint de quitter l'école pour des raisons ne relevant pas de sa propre volonté, son départ ne s'accompagne généralement pas d'une prise de position négative envers l'école comme c'est souvent le cas lorsque la rupture de la scolarité est provoquée par l'enfant lui-même en cas d'échecs répétés par exemple.

- **Conditions de travail**

Seules les variables « Repos journalier » et « durée journalière de travail » ont un effet statistiquement significatif. La première variable agit positivement sur la probabilité que l'enfant exprime un choix incluant de façon exclusive ou non le choix de la formule « Alphabétisation » alors que la deuxième variable agit dans le même sens mais uniquement dans le cas du choix exclusif de la modalité « Retour à l'école ». En d'autres termes, bénéficier d'un repos journalier augmente la probabilité que l'enfant opte pour l'alphabétisation seule et augmente celle qu'il soit indifférent entre le retour à l'école et les cours d'alphabétisation. De même, travailler moins de 10 heures renforce les chances que l'enfant exprime sa préférence en faveur uniquement du retour à l'école. L'effet de ces deux variables peut être expliqué par le fait que l'enfant qui bénéficie d'un repos journalier ou qui passe relativement moins de temps au travail par jour dispose de plus de temps pour envisager d'autres activités. En d'autres termes, ces effets peuvent s'expliquer par le fait que travailler plus contribue à renforcer l'immersion de l'enfant dans son milieu de travail et diminue donc ses capacités de détachement par rapport à ce milieu.

• Caractéristiques socio-démographiques de l'enfant :

Le fait que le ménage parental de l'enfant travailleur soit en situation de locataire augmente la probabilité que l'enfant opte pour un retour à l'école. En considérant le statut de locataire comme indicateur de pauvreté du ménage, cet effet va dans le même sens que celui exprimé par les enfants qui ont été déscolarisés pour cause de pauvreté. Les deux effets suggèrent que la pauvreté du ménage parental n'est pas aux yeux des enfants incompatible avec leur retour à l'école.

Le choix fait par l'enfant ne semble pas être indépendant de la structure du ménage. La structure intervient notamment par le biais de la fratrie. Deux variables ont un effet significatif. Il s'agit du nombre d'enfants non scolarisés et du nombre d'enfants de moins de 15 ans. Notons que ces deux variables agissent en sens opposé. Alors que la première variable agit négativement sur la probabilité d'un choix impliquant de façon exclusive ou non la formule « Retour à l'école », la deuxième variable agit positivement sur la probabilité que l'enfant exprime une demande d'éducation quelle qu'en soit la forme. L'effet négatif de la première variable peut être interprété en termes d'effet d'imitation. La présence d'un nombre élevé d'enfants non scolarisés peut être un indicateur d'un état d'esprit qui influence l'ensemble des membres du ménage. En revanche, l'effet de la deuxième variable reste difficile à interpréter. Une des explications possibles serait que plus le nombre d'enfants de moins de 15 ans est élevé, plus l'enfant se sentirait moins indispensable en tant que contributeur au revenu du ménage.

CONCLUSION

L'analyse menée sur les enfants travaillant dans le secteur de l'artisanat à Marrakech permet, grâce à la richesse des données utilisées, de préciser les postures dans lesquelles se trouvent les différents acteurs. Deux caractéristiques générales et essentielles ressortent des données analysées.

La première concerne l'importance de la pauvreté comme déterminant du travail des enfants (pour 64 % des ménages, le revenu mensuel déclaré ne dépasse pas 250 dirhams par personne). Les enfants travailleurs sont issus de ménages de conditions sociales très défavorisées. Deux facteurs cumulatifs précipitent l'entrée sur le marché du travail de ces enfants. D'une part, les fortes contraintes de liquidité auxquelles leurs familles font face augmentent considérablement le coût d'opportunité de leur scolarisation. Pour cette catégorie de ménages, l'impératif d'allègement à court terme des contraintes de liquidité grâce au travail des enfants prend le pas sur les perspectives d'allègement structurel sur le long terme associées à l'investissement dans la scolarisation des enfants. Les ménages pauvres ne peuvent se permettre d'adopter une logique d'investissement en capital humain tant les impératifs du court

terme auxquels ils sont soumis sont contraignants. D'autre part, les enfants des ménages pauvres évoluent dans un environnement familial caractérisé par une pauvreté éducationnelle. Le ménage pauvre n'est généralement pas en mesure d'assurer à ses enfants scolarisés un environnement familial propice à leur scolarisation à cause essentiellement de la faiblesse du niveau d'instruction des parents et des autres membres du ménage. De ce fait, les risques d'une entrée précoce sur le marché du travail suite à l'échec scolaire sont objectivement plus élevés chez les enfants des ménages pauvres. L'enfant déscolarisé issu d'un ménage pauvre n'a d'autres choix que d'intégrer le marché du travail. De plus, l'évolution récente du système éducatif marocain génère un processus de polarisation sociale où les inégalités sociales se reflètent en termes d'inégalité de performance scolaire. La configuration actuelle du système éducatif marocain contribue à inscrire le phénomène de pauvreté éducationnelle dans une perspective intergénérationnelle. En effet, l'offre d'éducation a connu, durant ces deux dernières décennies, une forte extension et une nette différenciation qualitative du produit offert. La situation actuelle se caractérise par la coexistence de deux systèmes parallèles (public/privé) socialement très marqués. Les couches sociales défavorisées n'ont accès qu'à l'école publique dont les rendements internes et externes sont très faibles¹. De ce fait, l'école joue de moins en moins le rôle de principal support de la mobilité sociale. Se faisant, l'école perd une partie de sa crédibilité et sa raison d'être notamment auprès des couches défavorisées qui, paradoxalement, sont en situation de déficit éducationnel.

La deuxième caractéristique générale et essentielle suggérée par les données de cette étude est relative à la perception sociale qu'ont les artisans-employeurs du travail des enfants. Beaucoup d'entre eux affirment qu'en employant des enfants, ils ne font que répondre à une offre de travail existante émanant d'enfants travaillant par nécessité (pauvreté et/ou échec scolaire). Les artisans-employeurs appréhendent le travail des enfants en mettant l'accent sur la dimension apprentissage qui lui est associée. L'exercice d'une activité fournit à l'enfant en situation de déscolarisation l'opportunité d'apprendre un métier et lui ouvre la voie de l'insertion professionnelle. De ce fait, les artisans-employeurs mettent en avant le rôle social positif qu'ils assurent. Cependant, ce rôle semble être limité aux seules retombées positives induites par l'apprentissage. En effet, tout en reconnaissant le droit des enfants en matière d'éducation et de santé, les artisans-employeurs ne semblent pas être prêts à assumer une part de responsabilité dans ces domaines. Cette position des artisans-employeurs peut être lue de deux manières différentes mais non exclusives. La première est que les artisans-employeurs

1. Le taux de déperdition au niveau de l'enseignement fondamental est de l'ordre de 40 % (Akesbi, 2002) et le taux de chômage des diplômés de l'enseignement supérieur avoisine les 30 % (Direction de la Statistique, 2002).

sont, pour une grande partie d'entre eux, issus de (ou imprégnés par) cet apprentissage traditionnel où l'exercice de l'activité prime sur les autres aspects de la vie de l'enfant (éducation, santé, loisirs...). Cet apprentissage traditionnel est régi par des relations particulières entre le maître-artisan (Maâlem) et l'apprenti (Mtaâlem) où le premier dispose d'une large autorité et d'un pouvoir discrétionnaire sur le second. La deuxième lecture concerne la primauté des arguments économiques de court terme sur le discours social mis en avant par les artisans-employeurs. En effet, tant que le travail des enfants est réduit à la dimension apprentissage, sans s'interroger sur les modalités de mise à contribution des enfants, les artisans-employeurs mettent en avant des arguments d'ordre social. En revanche, dès que le travail des enfants est évoqué dans un cadre plus large faisant référence aux droits de l'enfant en matière d'éducation et de santé, les artisans-employeurs se détachent de ce discours social et renvoient la responsabilité aux autres acteurs (État, Familles). En d'autres termes, le discours social semble être mis en avant par les artisans-employeurs essentiellement pour justifier l'intérêt économique de court terme que présente pour eux la main d'œuvre juvénile (flexibilité et faible coût). Les dispositions tel le droit à l'éducation et à la santé susceptibles d'entrer en contradiction avec cet intérêt économique sont jugées par les artisans-employeurs comme ne faisant pas partie de leurs responsabilités.

Sur le plan politique, les implications sont de deux ordres : celles du moyen et long termes et celles du court terme. À moyen et long terme, la question essentielle est la prévention. À ce niveau, l'attention devrait être portée sur les déterminants de l'offre afin de mettre fin aux flux des enfants arrivant sur le marché du travail. Cette action sur la source passe par des mesures structurelles susceptibles de casser le cercle vicieux de la double pauvreté économique et éducationnelle dans lequel une partie de la population se trouve confinée. Il s'agit d'augmenter le coût d'opportunité du travail des enfants et de baisser celui de leur scolarisation. Deux directions complémentaires devraient être explorées. La première concerne l'allègement des contraintes de liquidités des ménages en situation de grande pauvreté par la mise en place d'une politique de redistribution des revenus. La deuxième porte sur l'instauration d'un minimum d'équité en matière d'éducation tant sur le plan de l'accès que sur celui de la qualité. Cela suppose que le principe d'égalité des chances ne devrait pas faire l'objet d'une interprétation restrictive. L'objectif quantitatif de généralisation de l'enseignement de base ne devrait pas faire oublier l'objectif principal d'assurer à chaque enfant le droit de bénéficier d'une éducation de base de niveau de qualité comparable. Relativement à la configuration actuelle du système éducatif national, cet objectif d'équité suppose un travail de fonds en vue d'améliorer le rendement interne et externe de l'école publique qui constitue le seul segment du système éducatif accessible aux couches défavorisées. Une politique éducative pertinente en matière de lutte contre le travail des

enfants suppose, au-delà du problème de l'offre, l'adhésion des enfants et de leurs parents. Cette adhésion ne peut être objectivement acquise que si l'école est crédible aux yeux des parents et des enfants. Une offre éducative abondante est insuffisante pour lutter efficacement contre le travail des enfants si les enfants des couches défavorisées accèdent, comme c'est le cas maintenant, uniquement au segment où l'investissement en capital humain est le moins rentable (socialement et économiquement). Les sérieuses incertitudes qui pèsent sur la qualité de l'enseignement public contribuent à augmenter considérablement le coût d'opportunité de la scolarisation pour les parents et les enfants concernés.

À court terme, les implications concernent les actions d'ordre curatif. Se focalisant sur l'enfant travailleur, cette recherche met en évidence la diversité des attitudes face à des propositions d'offre d'éducation. Les attitudes des enfants restent tributaires d'un ensemble de variables de nature individuelle (âge, niveau de compétence en lecture, raison de déscolarisation), professionnelle (conditions de travail) ou socio-démographique (composition du ménage). Cette diversité est l'expression de l'hétérogénéité de la population des enfants travailleurs.

Cette hétérogénéité des acteurs impliqués (enfants, parents, employeurs) laisse peu de place à des programmes de masse. Une démarche privilégiant des actions ciblées et limitées s'impose. Deux raisons à cela. D'une part, la prise en compte des spécificités des acteurs (parents, enfants et artisans-employeurs) permet d'augmenter les chances de réussite de ce type d'action. D'autre part, la concentration des moyens de gestion, de suivi et de contrôle contribuerait à renforcer la crédibilité des acteurs (administration et ONGs) auprès de la population ciblée. En effet, dans le contexte marocain actuel, l'État devrait chercher à travers des actions exemplaires à restaurer (ou/et renforcer) la crédibilité de son action. De même, la société civile, qui s'avère être un partenaire incontournable dans la lutte contre le travail des enfants, a aussi besoin de gagner en crédibilité auprès de la population ciblée. Une stratégie d'action basée sur des programmes de masse nécessite des moyens colossaux et de nouvelles compétences pour assurer une bonne gestion des programmes, une prise en compte des logiques des acteurs (bénéficiaires, formateurs, parents, artisans-employeurs, ONG), une garantie d'un minimum de qualité. Sans cela, une telle stratégie risque de déboucher sur des effets négatifs en termes de crédibilité de l'action publique et par ricochet compromettrait l'objectif initial de lutte contre le travail des enfants.

BIBLIOGRAPHIE

- Akesbi A., « Éléments d'évaluation de la politique éducative du gouvernement Youssoufi », *Critique économique*, n° 8, p. 191-215, 2002.
- Boltanski L. et Thévenot L., *De la justification. Les économies de la grandeur*, Gallimard, Paris, 1991.
- Bougroum M., *Fonctionnement du marché du travail et relation éducation-formation-emploi : contribution à l'étude analytique et empirique du chômage des diplômés au Maroc*, Thèse de doctorat d'État en Sciences économiques, Université Cadi Ayyad, avril 1999.
- Direction de la Statistique, *Enquête Activité, emploi et chômage*, Rabat, 2001, 2002.
- *Enquête Nationale sur les Niveaux de Vie des Ménages 1998/1999*, Rabat, 1999.
- Ibourk A. (2003), « La promotion des actions du mouvement associatif au Maroc », Communication aux III^e journées Scientifiques : Pratiques associatives, stratégies identitaires et développement, Bamako, 1-2 décembre 2003.
- Jensen P. et Nielsen H., « Child Labour or School Attendance? Evidence From Zambia », *Journal of Population Economics* 10:407-424, 1997.
- Mejjati Alami R., « Le travail des enfants au Maroc : une approche socio-démographique », Rapport Understanding's children work, Unicef, OIT, Banque mondiale.
- Patrinos H.A et Psacharopoulos G., « Family Size, Schooling and Child Labor in Peru: an Empirical Analysis », *Journal of Population Economics*, 13: 3-19, 1997.
- Rosati F.C., « Child Labor in Morocco : a Case for Increased Accessibility to Education », Rome, 2001.
- Serroukh Z., « Étude des enfants travailleurs dans la préfecture de Sidi Youssef Ben Ali », Rapport de l'étude réalisée par Fondation Marrakech 21 pour le compte de l'UNICEF, Programme de protection de l'enfance, Marrakech, 2001.
- Wahba J., « Child Schooling and Child Labour: Evidence from Egypt », *ERF Working Paper*, 9916, ERF, 1999.

ANNEXE 1 : Tableaux

Tableau 1. – Niveau d'instruction de la population totale et de la population active

	Taux d'alphabétisation (1)			Proportion des « sans niveau d'instruction » (2)			Proportion des « sans diplôme » (2)		
	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble
Homme	79	50,1	66,2	17,4	50,3	32,6	50,9	86,2	67,2
Femme	54,5	17	38,1	24,7	87,4	59,1	42,2	97	72,3
Total	66,3	33,1	51,7	19,1	61,2	39,4	48,9	89,4	68,5

Source : (1) : Population âgées de plus de 10 ans (ENNVN, 1998/1999)¹ ; (2) : Population active, (ENAEC, 2001)².

Tableau 2. – Évolution du taux de scolarisation des enfants âgés de 6-11 ans

Année	1996-1997	1997-1998	1998-1999	1999-2000	2000/2001
Taux de scolarisation	66,5 %	68,6 %	73,7 %	80 %	84,4 %

Source : Ministère de l'Éducation nationale (www.men.gov.ma) et Akesbi A., (2002) pour 2000/2001.

Tableau 3. – Le tableau suivant donne l'évolution de la population cible et celle des bénéficiaires des programmes d'ENF

Année	Population cible		Bénéficiaires	
	Total (1)	Dont filles (2)	Total (3)	Dont filles (4)
1997/1998	1794729	1052544	34550	21998
1998/1999	1727881	1017542	35855	24998
1999/2000	1583134	929124	34859	24207
2000/2001	1464143	855445	29676	19016
2001/2002	1292700	755705	42136	24980
2002/2003	ND	ND	27442	17743

Source : Direction de l'Éducation Non Formelle, SCAENF, Rabat, 2004.

1. Enquête Nationale sur les Niveaux de Vies des Ménages (1998/1999).
2. Enquête Nationale « Activité, Emploi et Chômage » (2001).

Tableau 4. – Déterminants individuels de l'attitude de l'enfant face à une offre d'éducation

Variables explicatives/Profils	Retour à l'école		Retour à l'école et alphabétisation		Alphabétisation	
	Coeff.	Signif.	Coeff.	Signif.	Coeff.	Signif.
Constant	-3,479	ns	2,180	ns	2,038	ns
Variabiles individuelles						
1. Âge						
– dix ans et moins	5,633	****	3,763	****	1,116	ns
– Plus de 10 ans et moins de 13 ans	2,304	***	1,619	*	1,516	*
– Plus de 13 ans (Réf.)	Réf.		Réf.		Réf.	
2. Niveau scolaire de l'enfant	-0,434	ns	-1,567	****	-0,690	*
3. Ancienneté de sortie de l'Ecole	Réf.		Réf.		Réf.	
– Durée de déscolarisation ne dépasse pas 24 mois (Réf.)	Réf.		Réf.		Réf.	
– Durée de déscolarisation > à 24 mois et <= 36 mois	-1,177	ns	-0,829	ns	0,049	ns
– Durée de déscolarisation supérieure à 36 mois	2,644	*	3,026	***	2,845	***
4. L'enfant déclare maîtriser la lecture	3,323	****	5,423	****	2,823	***
5. L'enfant évoque la pauvreté comme principale raison de sa déscolarisation	3,553	****	1,259	ns	1,686	*
Variabiles Professionnelles						
6. Nombre de collègues enfants	0,071	ns	-0,100	ns	-0,118	ns
7. Local dispose de toilettes	1,043	ns	1,424	ns	1,255	ns
8. Durée journalière de travail						
– Travail au plus 8 heures	3,500	***	1,642	ns	1,135	ns
– Travail plus de 8 heures et pas plus de 10 heures	2,587	**	0,420	ns	1,395	*
– Travail plus de 10 heures (Réf.)	Réf.		Réf.		Réf.	
9. L'enfant a déjà travaillé avant l'emploi actuel	0,281	ns	0,125	ns	-0,339	ns
10. Ancienneté dans l'emploi actuel						
– Ancienneté inférieure ou égale à 6 mois	-1,862	*	-0,305	ns	-0,412	ns
– Ancienneté supérieure à 6 mois (Réf.)	Réf.		Réf.		Réf.	
11. Intermédiaire mobilisé pour accès emploi actuel						
– Les parents	0,388	ns	1,330	ns	1,113	ns
– Autres intermédiaires (Réf.)	Réf.		Réf.		Réf.	
12. Repos journalier	1,170	ns	2,702	****	1,670	*
13. Disponibilités des moyens de protection	-0,248	ns	-0,544	ns	-1,163	ns
Variabiles socio-démographiques						
14. Le chef de ménage n'a jamais fréquenté l'école	1,276	ns	-0,489	ns	0,802	ns
15. Mode de logement du ménage (Statut locataire)	2,135	*	-0,171	ns	0,862	ns
16. Logement du ménage connecté au réseau d'assainissement	0,458	ns	0,394	ns	0,414	ns
17. Ménage comprend au moins 2 enfants scolarisés	-0,498	ns	-1,184	ns	-0,536	ns
18. Ménage comprend au moins 2 enfants non scolarisés	-2,557	***	-2,968	****	-2,083	ns
19. Nombre de personnes de moins de 15 ans	0,722	*	0,856	****	0,665	**
20. Nombre de personnes dont l'âge est entre 15 et 45 ans	-0,553	*	-0,472	ns	-0,335	ns
21. Nombre de personnes actives	-0,779	ns	-0,779	ns	-0,752	ns
22. Nombre de personnes par chambre	-0,244	ns	-0,184	ns	-0,381	**
Nombre d'observations	150					
Log vraisemblance	-122.7361					
Degrés de liberté	75					
Seuil de significativité	0.0025					
% de prédictions correctes	64					

**** : seuil de signification à 1% ; *** : seuil de signification à 5% ... ; * : seuil de signification à 10%
ns : non significatif.

ANNEXE 2 : Encadrés

Encadré 1 : Éducation non formelle au Maroc

Initiée par le ministère de l'Éducation nationale en 1997, l'éducation non formelle (ENF) s'inscrit dans le cadre de la politique de généralisation de l'enseignement de base et de la lutte contre l'analphabétisme.

Population ciblée : les jeunes de 9 à 15 ans en situation de déscolarisation. Cette population est subdivisée en trois catégories selon l'âge et le niveau scolaire initial. Le premier est constitué par les plus jeunes (9 à 11 ans) susceptibles de réintégrer le système formel d'enseignement. Le second regroupe les enfants de plus de 11 ans pouvant poursuivre une formation professionnelle qualifiante. Le troisième est composé d'enfants âgés de plus de 11 ans qui ne peuvent suivre que des cours d'alphabétisation.

Objectifs : L'ENF consiste à offrir des opportunités de formation permettant aux bénéficiaires d'atteindre l'un des objectifs suivants :

- (re)intégrer le système éducatif formel,
- suivre une formation professionnelle qualifiante,
- suivre des cours d'alphabétisation en améliorant les conditions de travail.

Acteurs : Les programmes d'ENF font intervenir plusieurs acteurs dont :

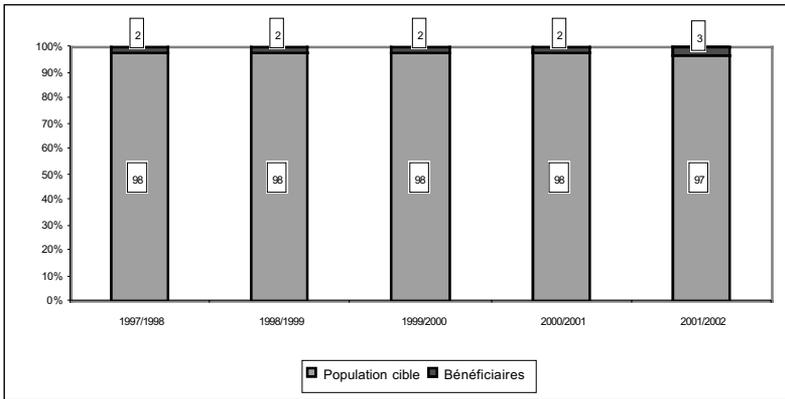
- le Ministère de tutelle¹ qui assure la coordination entre les acteurs et intervient au niveau de la conception du contenu des programmes, de la formation des formateurs et soutien financier sous forme d'indemnisation des formateurs ;
- les ONG qui assurent la réalisation effective de ces programmes dans le cadre de conventions de partenariat signées avec le Ministère de tutelle. Les ONG se chargent du recrutement à la fois des bénéficiaires et des formateurs ;
- les collectivités locales et services extérieurs des ministères : ils apportent leur soutien logistique (sensibiliser la population cible et mettre à disposition les salles de cours) ;
- les ONG étrangères et la coopération internationale qui apportent un soutien technique (réalisation des études de terrain, formation des cadres de l'administration et des ONG locales) ou financier (aide aux associations dans le cadre de projets intégrés de développement, aide aux pouvoirs publics) ;
- le secteur privé : sa contribution, qui reste marginale, est uniquement financière ;
- les parents et les employeurs des enfants travailleurs : ils sont fortement sollicités par les pouvoirs publics et les ONG car la mise en

1. Ces programmes sont gérés par la Direction de l'ENF qui relève actuellement du Secrétariat d'État chargé de l'alphabétisation et de l'éducation non formelle.

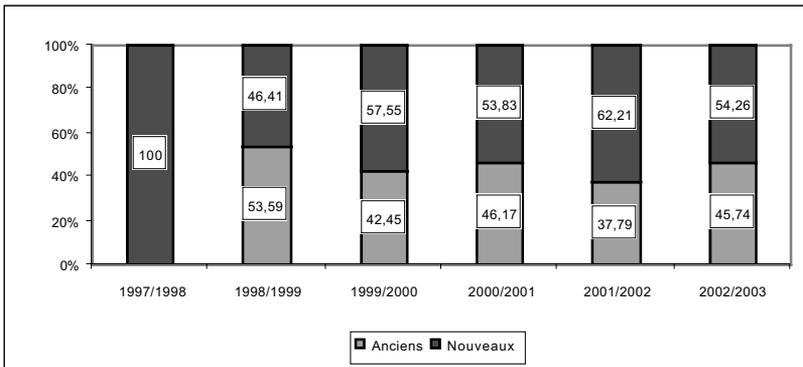
place des programmes d'ENF dépend en grande partie de leur bienveillance.

Réalisations : Le tableau 3 (Annexe 1) donne l'évolution de la population cible et celle des bénéficiaires. La population cible (colonne 1) a connu une baisse continue durant la période considérée ; ce qui peut s'expliquer soit par une amélioration de la rétention du niveau du système éducatif (baisse des flux d'entrée) et/ou une accélération du rythme des flux de sortie (pour cause d'âge ou hausse du nombre de bénéficiaires). Cependant, comme le montrent la colonne (3) du tableau précédent et le graphique 2, la contribution des flux des bénéficiaires dans cette baisse est marginale. En effet, la proportion des bénéficiaires dans la population cible ne dépasse pas 3 %. Par ailleurs, l'effet des flux des bénéficiaires sur la baisse de la population cible est d'autant plus faible que la proportion des nouveaux bénéficiaires ne dépasse pas 63% (cf. graphique 3).

Graphique 2. – Évolution de la part des bénéficiaires dans la population ciblée par les programmes ENF



Graphique 3. – Évolution de la structure de la population des bénéficiaires (en %)



Contraintes : Plusieurs facteurs entravent le développement des programmes d'ENF. Il s'agit notamment de :

- l'insuffisance des moyens humains et financiers mobilisés,
- la difficulté de mettre en place un système de suivi, de contrôle et d'évaluation par l'administration de tutelle,
- la multiplicité et l'hétérogénéité des acteurs (ONG, collectivités locales) en termes de degré d'implication,
- l'absence d'un système incitatif pouvant assurer l'adhésion des bénéficiaires, des parents et des employeurs,
- la multiplication des revendications de la part des animateurs pour bénéficier d'un nouveau statut contractuel et de l'accélération des procédures de paiement des indemnités.

Encadré 2 : Données et méthodologie

Les données proviennent d'une étude commanditée par l'UNICEF dans le cadre du programme de protection de l'enfance mis en place en partenariat avec les autorités locales dans plusieurs wilayas du Maroc (Fès, Tanger, Rabat-Salé, Casablanca et Marrakech) (Serroukh, 2001).

À Marrakech, l'étude vise, d'une part, à établir un diagnostic de la situation des enfants travaillant dans l'artisanat de service, et, d'autre part, à proposer un plan d'action pilote pour l'amélioration des conditions de travail et l'accès à l'éducation de ces enfants. L'étude a porté sur trois quartiers de la préfecture de Sidi Youssef Ben Ali (SYBA)¹. Le choix de ces quartiers a été fait en tenant compte de la concentration des enfants travailleurs, de la répartition de ces zones sur le territoire de la préfecture et de la proximité d'écoles et de centres de santé qui pourraient servir de points d'appui à la réalisation du programme d'action pilote.

La démarche adoptée est basée sur trois opérations de collectes de donnée. La première est réalisée auprès de tous les enfants de moins de 15 ans exerçant dans les ateliers de l'artisanat de service localisés² dans les trois quartiers concernés. Sur la base de cette enquête exhaustive, deux autres questionnaires ont été administrés. L'un auprès des chefs de ménage de ces enfants et l'autre auprès d'un groupe d'artisans-employeurs chez qui ces enfants travaillent.

Le présent travail utilise les données relatives à l'enquête exhaustive réalisée auprès des enfants travailleurs. Dans les trois quartiers, 464 locaux professionnels dédiés aux activités de l'artisanat de services ont été recensés dont 117 font recours à la main d'œuvre juvénile. En tout, 1 600 travailleurs exercent dont 177 sont des enfants de moins de 15 ans (soit 11 %).

La base de données utilisée ne concerne que 150 enfants pour lesquels on peut faire le lien avec l'enquête « chef du ménage ». Le questionnaire « enfant » comprend trois groupes de variables :

- i. les variables individuelles : niveau scolaire de l'enfant, maîtrise de la lecture, raison d'abandon de l'école, âge, ancienneté d'abandon de l'école, Expérience professionnelle précédant l'emploi actuel ;
- ii. les variables professionnelles : nombre de collègues enfants, conditions sanitaires du local (existence ou non des toilettes), modes d'accès à cet emploi, conditions de travail (repos, moyens de protection, ancienneté dans l'emploi, durée journalière de travail) ;
- iii. les variables socio-démographiques : niveau d'instruction du chef du ménage, le statut d'occupation de l'habitation du ménage, conditions sanitaires (existence ou non d'assainissement liquide), nombre de scolarisés, nombre de non scolarisés, nombre de personnes de moins de 15 ans, nombre de personnes de 15 à 45 ans, nombre total des inactifs, nombre de personnes par chambre.

1. L'une des trois préfectures de la ville de Marrakech.

2. Il s'agit ici des activités artisanales exercées dans un local professionnel. Les activités exercées hors local professionnel (à la maison, dans la rue..) n'ont pas été considérées dans cette étude.

Sur le plan méthodologique, l'approche proposée est structurée en deux étapes :

- la première, descriptive, vise à faire ressortir les traits marquants de la structure des données. Elle fait appel aux techniques descriptives multivariées, en l'occurrence à l'Analyse Factorielle Multiple (AFM). Cette dernière technique permet de décrire l'ensemble du tableau analysé en tenant compte simultanément de plusieurs variables. L'application de cette technique fournit des axes factoriels qu'il faudrait interpréter en utilisant les aides à l'interprétation. Le travail d'interprétation consiste à donner un sens aux regroupements mis en évidence par chaque axe factoriel ;
- la deuxième étape est économétrique. L'attitude de l'enfant est appréciée à travers deux questions binaires indépendantes (Intégrer l'école en abandonnant le travail et/ou bénéficier des cours d'alphabétisation tout en continuant à travailler). Le croisement des modalités de ces deux variables permet de dégager quatre alternatives offertes à l'enfant. Partant de cela, l'ensemble des enfants a été classé en quatre groupes (profils) correspondant chacun à une alternative particulière (retour à l'école seulement ; cours d'alphabétisation seulement ; retour à l'école et cours d'alphabétisation ; ni retour à l'école ni cours d'alphabétisation). Nous estimons, ensuite, les déterminants de chacun des trois premiers profils par rapport au dernier (ni retour à l'école ni cours d'alphabétisation). En d'autres termes, nous estimons l'effet de certaines variables sur la probabilité que l'enfant exprime l'une des trois formes de demande d'éducation relativement à la situation de référence de l'absence de demande d'éducation de la part de l'enfant (4^e profil). La relation de causalité peut-être représentée, sous certaines hypothèses statistiques, comme un programme de choix individuels basé sur la rationalité des agents : chaque enfant va choisir la demande d'éducation qui maximise son utilité. Si nous considérons que les quatre alternatives sont indépendantes, nous pouvons utiliser un modèle logit-multinominal.

TRANSFERTS VOLONTAIRES ET TRANSFERTS COERCITIFS : IMPACT SUR LE TRAVAIL DOMESTIQUE FÉMININ EN TUNISIE

Benoit Dostie
Désiré Vencatachellum¹

L'Organisation Internationale du Travail (OIT) définit les enfants travailleurs domestiques comme ayant moins de 18 ans et effectuant des tâches domestiques dans un foyer autre que le leur. Les enfants travailleurs domestiques sont en majorité des filles qui vivent chez leur employeur. Le travail domestique est la catégorie de travail la plus importante pour les filles de moins de 16 ans dans le monde (OIT, 1996). La plupart d'entre elles voient une fraction de leur salaire prélevée et envoyée directement à leurs parents par leur employeur (UNICEF, 1999). Nous définissons cette portion de salaire remis directement aux parents comme étant un transfert coercitif, et la portion remise directement par la domestique comme étant un transfert volontaire. Notre objectif dans ce chapitre est de différencier les déterminants de ces différents types de transferts. Jusqu'à présent, la littérature sur les transferts s'est surtout préoccupée des transferts volontaires, car elle a pour objet d'étude les migrants adultes. En étudiant les travailleurs domestiques, nous pouvons donc comparer les déterminants des transferts coercitifs et volontaires pour un groupe de travailleurs effectuant des tâches similaires.

Le phénomène du travail des enfants a deux sources. Premièrement, l'augmentation de la participation au marché du travail des femmes vivant en milieu urbain fait augmenter la demande pour les domestiques (Sharma *et al.*, 2001). Deuxièmement, l'offre de travail domestique provient du bassin de jeunes filles pouvant effectuer ces tâches. Elles sont envoyées par leurs parents pour obtenir un revenu supplémentaire ou pour réduire les dépenses du ménage (UNICEF, 1999).

1. Hautes Études Commerciales HEC, Montréal 3000, chemin de la Côte-Sainte-Catherine, Montréal (Québec), Canada H3T 2A7.

En raison de la rareté de données sur le sujet, nous avons mené notre propre enquête, en 1998, sur le travail domestique en Tunisie. Nous y avons constaté la présence d'un marché informel très bien organisé pour ce type d'occupation. Nous avons enquêté auprès de 500 employées domestiques et recensé les caractéristiques du ménage dans lequel elles ont grandi ainsi que leur salaire. Nous trouvons que près de la moitié d'entre elles correspondent à la définition de l'OIT et peuvent être considérées comme des enfants employées domestiques. Plus de 75 % sont entrées sur le marché du travail avant l'âge de 16 ans. Le salaire moyen, dans notre échantillon, représente environ les deux tiers du salaire minimum officiel tunisien. Cependant, toutes les domestiques faisant partie de notre enquête reçoivent des avantages en nature tels que le logement, les repas et des services médicaux en cas de besoin. De même, des dons sont parfois envoyés aux parents, plus particulièrement lors du festival de l'Aïd, où la coutume veut que les ménages sacrifient un mouton.

40 % des employées domestiques voient tout leur salaire directement remis à leur père, ou, s'il est décédé, à leur frère aîné. Celles qui reçoivent un salaire résiduel en remettent 40 % en moyenne sous forme de transfert volontaire. La somme des transferts volontaires et coercitifs représente 68 % de leur salaire. Notre analyse des déterminants du montant agrégé envoyé comme transfert donne des résultats similaires à ceux rapportés par la littérature, exception faite d'une élasticité des transferts par rapport aux salaires plus élevés. Cette différence s'explique par deux raisons. Premièrement, plusieurs employées domestiques sont très jeunes et n'ont par conséquent que peu de pouvoir de négociation vis-à-vis de leurs parents. Deuxièmement, une large proportion d'entre elles reçoivent des avantages en nature, ce qui implique que le montant de leur salaire sous-estime leurs revenus.

Nous établissons les résultats suivants :

Premièrement, le nombre de frères et sœurs de l'employée a un impact asymétrique sur le type de transfert observé. Le nombre de jeunes sœurs augmente la probabilité d'observer des transferts coercitifs, mais n'a aucun impact sur les transferts volontaires. Ce résultat peut être dû au fait que les jeunes filles vivant avec leurs parents ne génèrent aucun revenu, contrairement aux jeunes garçons. Cependant, les employées domestiques ayant plus de jeunes frères envoient des transferts volontaires plus élevés, mais ne sont pas assujetties à des transferts coercitifs plus élevés. De plus, le nombre de frères âgés de moins de 18 ans n'a pas d'impact sur la probabilité d'observer des transferts, peu importe leur type. Cet effet asymétrique peut s'expliquer par un mécanisme d'assurance par lequel les domestiques espèrent recevoir un support financier de leurs frères en cas de décès du chef de famille, mais n'attendent rien de leurs sœurs.

Deuxièmement, nous trouvons que les parents possédant des actifs agricoles, ou qui sont propriétaires de leur maison, peuvent exiger des transferts coercitifs plus élevés de leur fille que les autres parents. Ces parents ont un pouvoir de négociation plus élevé et peuvent donc s'approprier un pourcentage plus élevé du salaire de leur fille. Troisièmement, nos résultats indiquent que les domestiques plus âgées sont moins susceptibles d'être assujetties à des transferts coercitifs et que leurs transferts volontaires sont moindres. Une explication probable à ce phénomène est l'affaiblissement des liens familiaux avec l'âge. Finalement, nous trouvons que celles qui sont mariées font moins de transferts volontaires.

Le présent chapitre se divise en cinq sections. Dans la première, nous faisons un bref survol de la littérature sur les employés domestiques et le travail des enfants ; dans la deuxième, nous décrivons le marché du travail pour les employés domestiques en Tunisie ; dans la troisième, nous discutons des spécifications utilisées dans notre enquête et testons les implications de notre modèle ; dans la quatrième, nous discutons des résultats et, dans la cinquième, nous apportons une brève conclusion.

1. LITTÉRATURE

Notre analyse est liée à deux sujets : (i) le travail domestique des enfants, qui représente lui-même une sous-catégorie importante de la littérature sur le travail des enfants en général, et (ii) les transferts intra-familiaux. Voici brièvement quelles sont les contributions de ces deux courants de la littérature.

1.1. Sur le travail des enfants

La littérature sur le travail des enfants présente des évidences empiriques selon lesquelles l'existence de contraintes de crédit est la principale raison pour laquelle les familles envoient leurs enfants travailler (Basu et Van, 1998 ; Ranjan, 2001 ; Dessy et Vencatachellum, 2003). Le travail des enfants procure donc un revenu supplémentaire aux parents. Plusieurs enfants dans les pays en développement travaillent dans le secteur informel, ce qui inclut le travail domestique (UNICEF, 1999).

Les caractéristiques du travail domestique sont les suivantes :

Premièrement, la plupart des travailleurs domestiques habitent chez leur employeur. Cela se reflète par les noms locaux utilisés pour désigner le travail domestique. Par exemple, on les connaît sous le nom de *bonnes couchantes*, en Tunisie, de *rest avek* (« rester avec », en créole), en Haïti, de *Bandha* (attachée), au Bangladesh, et de *puerta cerrada*

(« serviteur sous porte close », en espagnol), en République dominicaine.

Deuxièmement, la plupart des employés domestiques sont de sexe féminin : 83 % au Bangladesh, 95 % au Togo et 100 % en Amérique latine (UNICEF, 1999). Le Népal représente une exception. En effet, Sharma *et al.* (2001) recensent plus de garçons que de filles effectuant du travail domestique dans la ville de Katmandou.

Troisièmement, les enfants qui travaillent comme domestiques sont rémunérés selon une combinaison de salaire et de logement, avec ou sans repas. Résumant une série d'études à petite échelle sur le travail domestique, UNICEF (1999) rapporte les faits suivants : (i) au Kenya, 78 % des employés domestiques sont rémunérés par des avantages en nature ; (ii) en Haïti, il n'est pas illégal pour un employeur d'offrir seulement le logement et les repas à un enfant en échange de travail domestique ; (iii) au Bangladesh, environ 25 % des domestiques ne reçoivent pas de salaire ; et (iv) au Bangladesh, 45 % des domestiques ont leur salaire directement remis à leur tuteur. De nombreux domestiques sont donc payés en nature alors que de nombreux autres voient une partie de leur salaire directement remise à leurs parents. En plus de ce transfert direct, il est possible qu'un travailleur décide de remettre volontairement une partie supplémentaire de son salaire résiduel à sa famille.

Notons enfin que la demande pour les travailleurs domestiques provient des régions urbaines et que la majorité des travailleurs migrent des régions rurales plus pauvres pour trouver de l'emploi dans les grandes villes.

1.2. Sur les transferts

Les diverses motivations derrière ces transferts, et le fait qu'ils constituent une large part du revenu des ménages dans les pays en développement, sont bien documentés dans la littérature. Les transferts privés proviennent habituellement d'individus plus jeunes et sont faits au profit de leurs aînés. Les raisons qui les justifient sont multiples : épargne pour la retraite (Cox et Jimenez, 1990), services de santé (Kochar, 1999), financement de l'éducation des frères et sœurs plus jeunes, investissement ou accès au capital (Rozelle, Taylor et de Brauw, 1999), assurance ou héritage (de la Brière *et al.*, 1997) et, finalement, simple altruisme.

Dans une étude pionnière sur le sujet, de la Brière *et al.* (2002) font un test empirique pour différencier les transferts effectués pour des raisons d'héritage ou d'assurance. Ils déterminent que si la raison première des transferts est l'assurance, l'exposition relative au risque entre le migrant et sa famille devrait être déterminante, mais que si les transferts ont pour motif d'augmenter la part espérée de l'héritage des parents, on

devrait observer des transferts qui augmentent avec la richesse des parents du migrant et la probabilité d'hériter.

Sauf dans les cas où c'est l'altruisme qui est en cause, on peut aussi observer des transferts intrafamiliaux en présence de marchés incomplets, ou lorsqu'ils représentent un paiement pour des services où la famille a un avantage comparatif par rapport au marché. Par exemple, dans plusieurs pays en développement, la qualité des services de santé laisse à désirer, et peu de gens peuvent se permettre des services privés de qualité. De façon similaire, les transferts intrafamiliaux peuvent servir à diminuer de sévères contraintes de crédit (Gersovitz, 1988).

2. LE MARCHÉ DES DOMESTIQUES À TUNIS

2.1. Fonctionnement

Les méthodes de recrutement des domestiques diffèrent selon que le travailleur est un adulte ou un enfant. Les adultes habitent généralement à Tunis et ils travaillent seulement le jour. Ils trouvent du travail grâce à leur employeur précédent ou en faisant du porte-à-porte pour offrir leurs services. Les travailleurs domestiques plus jeunes sont recrutés de trois façons : (i) l'employeur a recours à un *samsar* (intermédiaire, en arabe), (ii) à un cheikh ou encore (iii) il parcourt lui-même les villages pour trouver un employé. La méthode la plus couramment utilisée à Tunis pour trouver un jeune domestique est l'utilisation des services d'un *samsar*. La seconde est la consultation d'un cheikh, aîné de village connaissant les familles qui cherchent un employeur pour leur fille. Le cheikh sert alors d'intermédiaire entre les familles urbaines cherchant une domestique et celles qui en ont une à proposer.

Lorsque l'employeur et la famille de la travailleuse s'entendent sur les clauses d'un contrat, la domestique déménage chez son employeur. Dans presque tous les cas, ce contrat spécifie que l'employeur doit fournir à l'employée les repas et le logement en plus du salaire. En échange, celle-ci doit effectuer les tâches domestiques, y compris l'épicerie, et s'occuper des enfants en bas âge. Même s'il n'existe pas de contrat écrit, les clauses du contrat sont en général respectées par l'employeur et la famille de la domestique. S'il y a bris de contrat, la travailleuse retourne vivre avec sa famille.

2.2. Notre enquête

L'enquête a été menée au début de 1998 et le questionnaire a été distribué et rempli en arabe. Chaque employée a été interrogée chez son employeur, et ses réponses concernant son salaire et ses transferts ont été validées par celui-ci, pour assurer plus de précision. Il n'a pas été possible d'utiliser des techniques d'échantillonnage aléatoire, pour deux

raisons. Premièrement, le travail domestique des enfants est illégal en Tunisie, tous les enfants devant obligatoirement aller à l'école jusqu'à 16 ans. Les employeurs hésitent donc fortement à « donner accès » à leurs employées, surtout les plus jeunes. Il est ainsi impossible de visiter un sous-ensemble représentatif de ménages. Deuxièmement, la population des domestiques n'est pas répertoriée en Tunisie. Les employeurs n'ont pas à inscrire les personnes qu'ils emploient dans une agence. Il n'y a donc pas de documents administratifs consignants leur historique d'emploi. Nous avons commencé nos entretiens avec les employées que nos enquêteurs connaissaient déjà et nous avons ensuite interrogé les employées désignées par celles déjà incluses dans notre échantillon.

Malgré ces contraintes, notre échantillon présente les caractéristiques attendues, similaires à celles des autres échantillons de travailleurs domestiques, auxquelles il est possible de le comparer.

2.3. Statistiques descriptives

Notre échantillon comporte de l'information détaillée sur près de 500 domestiques travaillant dans la ville de Tunis. Étant donné l'objet de notre étude, nous nous sommes attardés aux quartiers résidentiels. Les quartiers que nous avons ciblés sont les suivants : Cité olympique, El Manar, El Menzah V et VI, La Marsa et Notre-Dame. Nous avons également interrogé quelques domestiques de Carthage, l'un des quartiers les plus riches de Tunis.

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives de notre échantillon. La plupart des domestiques sont originaires de la région nord-ouest de la Tunisie. Cela n'est pas très surprenant puisqu'il s'agit d'une des régions les plus pauvres du pays. Notons aussi que les migrations internes sont très fréquentes en Tunisie, en raison de la faible étendue du pays et de son réseau de transport très bien développé. Même si l'âge moyen de notre échantillon est de 19 ans (la médiane est de 18 ans), 25 % des domestiques interrogées sont âgées de 14 ans ou moins. Plus de 75 % de toutes les domestiques ont obtenu leur premier emploi avant 16 ans, y compris les 40 % l'ayant obtenu avant 12 ans. Il ressort donc que plus de 75 % des domestiques interrogées travaillent ou ont travaillé étant enfant. Cela explique leur faible taux d'alphabétisation (67 %). La jeunesse relative de notre échantillon explique aussi le fait que 81 % des domestiques sont toujours célibataires. Les domestiques mariées expliquent leur participation au marché du travail par le besoin d'avoir un complément au revenu familial. La totalité des célibataires et la moitié des travailleuses mariées n'ont pas d'enfant.

Tableau 1. – Statistiques descriptives

Âge	Nombre	Taux alpha-bétisation	Nombre moyen de moins de 18 ans		
			Frères	Sœurs	
[9,15]	156	21 %	0,84	0,90	
[16,18]	111	32 %	0,76	0,62	
[19,29]	201	53 %	0,36	0,50	
+ 30	30	5 %	0,03	0,07	
Échantillon complet	498	33 %	0,58	0,62	
Âge	Salaire moyen	Nombre d'employées avec un salaire net de 0	% qui renvoient tout leur salaire	Moyenne en dinars	
				Transferts volontaires	Transferts coercitifs
[9,15]	77	132	85 %	68	45
[16,18]	90	42	38 %	47	43
[19,29]	104	21	10 %	28	36
+ 30	146	0	0 %	5	32
Échantillon	95	195	39 %	43	38
Âge moyen				19	
Transferts mensuels moyens (volontaires et coercitifs)					Dinars
Tout l'échantillon					61
Transferts coercitifs					82
Transferts volontaires					39
Transferts conditionnels à des salaires nets positifs					38
Nombre de domestiques avec un salaire résiduel net positif qui ne font pas de transfert					0

Le revenu mensuel brut d'une domestique, défini comme étant le salaire payé par son employeur, excluant tous les bénéfices non monétaires, équivaut en moyenne à 95 dinars tunisiens (DT). Il est à noter que ce salaire est inférieur au salaire minimum en vigueur en Tunisie cette année-là. Cependant, près de 80 % des domestiques sont logées gratuitement chez leur employeur et peuvent aussi y prendre leurs repas. De plus, l'employeur assume les frais médicaux dans 89 % de ces cas, ce qui n'est pas habituelle dans le secteur privé tunisien. Si on tient compte de tous ces avantages, il y a lieu de croire que le salaire moyen des domestiques est équivalent ou même supérieur au salaire minimum.

Une caractéristique intéressante du contrat de travail des domestiques tunisiennes est qu'une partie de leur salaire peut être transférée directement à leurs parents. On peut comparer ce transfert à une taxe sur le salaire, dont la famille de la domestique est la bénéficiaire. Ces transferts coercitifs représentent en moyenne 43 DT par mois par domestique, ou 51 % du salaire brut. Cependant, on a une meilleure idée de l'importance de ces transferts en notant que pour 39 % des domestiques,

c'est 100 % du salaire qui est remis directement aux parents. 15 % reçoivent entre 50 et 100 % de leur salaire brut et 43 % reçoivent tout leur salaire brut.

Le salaire moyen net des transferts coercitifs est de 52 DT. Les employées peuvent décider de remettre une partie supplémentaire de ce salaire résiduel à leur famille. 25 % des domestiques ayant un salaire net positif remettent volontairement la totalité à leur famille. En conséquence, si nous agrégeons les transferts volontaires et coercitifs, nous trouvons qu'un peu plus de 60 % des domestiques transfèrent tout leur salaire à leurs parents. En moyenne, celles qui ont un salaire net positif remettent 38 DT par mois sous forme de transferts volontaires, soit un montant un peu moins élevé que celui des transferts coercitifs.

Les transferts totaux (coercitifs et volontaires) totalisent en moyenne 61 DT mensuellement, ou 68 % du salaire brut. Ce pourcentage représente près du double de ce qui est habituellement observé dans les autres études sur les transferts intrafamiliaux parce qu'une large part de la rémunération des domestiques se fait sous forme non monétaire, ce qui signifie que nous sous-estimons leurs revenus réels. De plus, bon nombre de domestiques dans notre échantillon sont trop jeunes pour avoir des dépendants, ce qui n'est pas le cas dans les échantillons des autres études, qui se concentrent pour la plupart sur les migrants adultes. Finalement, près de la moitié des domestiques affirment avoir trouvé leur emploi grâce à leurs parents ou à leurs frères et sœurs. Étant donné le rôle habituel du *samsar*, on peut en déduire que le contrat de travail de ces domestiques a probablement été négocié directement par leur famille.

3. MODÈLE STATISTIQUE

Le lecteur est invité à consulter Dostie et Vencatachellum (2004), qui présentent un modèle théorique où les déterminants des transferts coercitifs et volontaires diffèrent principalement en raison du fait que le décideur n'est pas le même dans les deux cas. Ce modèle théorique constitue la base de notre spécification empirique. Comme cela est courant dans la littérature sur les transferts, nous supposons que les bénéfices liés aux transferts sont linéaires en fonction des caractéristiques de la domestique, de sa famille et d'une mesure du salaire (Lucas et Stark, 1985).

Il est à noter que la nature séquentielle du processus de décision, quant au transfert optimal, implique que la mesure de salaire à utiliser va différer selon que les transferts sont volontaires ou coercitifs (Dostie et Vencatachellum, 2004). Nous utilisons le salaire net pour les transferts volontaires et le salaire brut pour les transferts coercitifs. Comme nous n'observons pas ces bénéfices mais seulement le montant du transfert s'il est positif, nous utilisons le modèle Tobit. Il est à noter que le

modèle Tobit a certaines limites, la principale étant que les effets marginaux d'une variable explicative sur la probabilité d'observer un transfert positif et sur le montant du transfert sont du même signe.

Dostie et Vencatachellum (2004) montrent que ces hypothèses sont peu réalistes pour une modélisation adéquate des transferts observés. Par exemple, une domestique qui envoie tout son salaire sous forme de transferts coercitifs verra ses transferts augmenter avec l'âge à cause de l'augmentation simultanée de son capital humain. Cependant, il est raisonnable de penser que la probabilité d'observer de tels transferts diminue avec l'âge à mesure que la domestique devient plus autonome. Le modèle Tobit standard ne pourra tenir compte de ces effets opposés. Nous proposons donc de modéliser les transferts avec des modèles plus généraux.

Pour les transferts coercitifs, nous utilisons un modèle Tobit type II, où le sous-ensemble de domestiques soumises à des transferts coercitifs est sélectionné de façon endogène. Dostie et Vencatachellum (2004) démontrent en effet que les domestiques soumises à des transferts coercitifs sont sélectionnées par leurs parents et que le niveau de transferts optimal est déterminé par l'utilité de réserve de l'employée. Le modèle Tobit type II est donc parfaitement approprié dans cette situation (Wooldridge, 2002).

Quant aux transferts volontaires nuls, il est approprié de les modéliser comme une solution de coin au problème d'optimisation de la domestique (Dostie et Vencatachellum, 2004). Si les bénéfices qu'elle retire de ces transferts sont trop bas, elle choisira alors de ne pas acheter d'assurance de ses parents ou de ne pas augmenter la probabilité qu'elle recevra un héritage, c'est-à-dire qu'elle choisira de ne pas souscrire au transfert. Il n'est pas approprié d'utiliser le modèle Tobit type II dans ce cas, car il ne génère pas de solutions en coin à l'optimum. Nous utilisons donc le modèle suggéré par Cragg (1971) pour estimer les déterminants des transferts volontaires. Notons que, dans ce modèle, les transferts volontaires observés sont égaux aux transferts souhaités seulement si deux conditions sont respectées : (i) la domestique désire effectuer des transferts ; (ii) le montant désiré est supérieur à zéro.

4. RÉSULTATS

4.1. Équation de salaire

Le tableau 2 présente les résultats d'estimation d'une équation de type Mincer avec le logarithme du salaire mensuel comme variable dépendante. Les variables exogènes incluent des mesures de compétence de la domestique, son expérience et ses autres bénéfices d'emploi. Nous utilisons l'âge comme mesure de l'expérience et de l'ancienneté. Comme il s'agit du premier emploi pour la plupart des domestiques de notre échantillon, il est impossible de distinguer l'ancienneté de l'expé-

rience. Nous présentons cependant des résultats d'estimation séparés selon que nous utilisons l'ancienneté ou l'expérience de la domestique parmi nos variables explicatives. L'ancienneté mesure le capital humain spécifique au ménage qui l'emploie. Par exemple, on pourra confier à une domestique ayant plus d'ancienneté des tâches plus difficiles ou qui requièrent un niveau de confiance plus élevé (l'épicerie, par exemple). On devrait donc voir le salaire augmenter avec l'âge si celui-ci reflète la productivité marginale.

Tableau 2. – Déterminants du salaire (1)

<i>Variable dépendante : logarithme du salaire mensuel</i>		
Variables explicatives	Modèle (1)	Modèle (2)
Capital humain		
Âge	0,04 *** (6,21)	
Âge au carré divisé par 100	-0,02 * (1,74)	
Année d'ancienneté	Exclus	0,08 *** (13,5)
Années d'ancienneté au carré divisé par 100	Exclus	-0,2 *** (6,31)
Indicateur égal à un si la domestique n'est pas analphabète	-0,08 *** (3,45)	-0,04 * (1,83)
Autonomie de la domestique		
Indicateur égal à un si la domestique a décidé de travailler de façon autonome	-0,10 *** (3,42)	-0,03 (1,04)
Façon de trouver du travail		
Frères et sœurs	0,03 (1,28)	0,02 (0,80)
Parenté	0,02 (0,80)	0,00 (0,01) **
Amis	0,06 * (1,72)	0,06 ** (1,97)
Elle-même	-0,04 (0,66)	0,11 (2,27)
Bénéfices non monétaires		
Indicateur égal à un si la domestique vit chez son employeur	-0,02 (0,84)	-0,06 *** (2,60)
Indicateur égal à un si l'employeur envoie des dons périodiques	0,00 (0,19)	-0,01 (0,53)
Constante	3,9 *** (47,5)	4,3 *** (136,2)
Nombre d'observations	348	348
R-Carré	0,52	0,61
R-Caré ajusté	0,51	0,59

Notes : (1) Statistique de *Student* corrigée pour l'hétéroscédasticité en valeur absolue entre parenthèses. (***) (**) et (*) indiquent que le coefficient est statistiquement significatif à un niveau de confiance de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

(2) La catégorie de référence est le travail trouvé à l'aide des parents.

Étant donnée l'importance des avantages en nature accordés aux domestiques, nous incluons aussi dans notre régression : (i) une variable indicatrice si la domestique est hébergée par son employeur, et (ii) une autre variable indicatrice si l'employeur envoie des dons périodiques aux parents de l'employée.

Les coefficients estimés présentés au tableau 2 sont cohérents avec la plupart de nos prédictions. Les salaires sont une fonction concave de l'âge ou de l'ancienneté, indiquant que l'expérience est rémunérée à un taux qui décroît avec l'âge. Notons aussi qu'une employée ayant pris elle-même la décision de travailler reçoit un salaire moindre que les autres. Cela est potentiellement indicateur d'une position de négociation moins forte.

De façon surprenante, l'alphabétisation de l'employée a un effet négatif dans les deux spécifications, même si l'effet est peu significatif dans la deuxième spécification. Cela contredit la théorie selon laquelle le capital humain est rémunéré. Ce résultat contre-intuitif peut éventuellement être expliqué par la nature du travail domestique, qui n'est certainement pas intensif en capital humain. Les domestiques qui sont analphabètes ont peut-être acquis des compétences mieux valorisées par les ménages qui les emploient (la cuisine, par exemple) que les domestiques ayant passé plus de temps à l'école.

Aussi, nous ne trouvons pas de lien statistiquement significatif entre le salaire de la domestique et le fait que son employeur envoie des dons aux parents ou à la famille. Cela est probablement dû au fait que, la plupart du temps, les dons faits à la famille sont destinés à l'achat d'un mouton pour l'Aïd. Cette dépense est non négligeable car, au moment de notre enquête, le prix d'un mouton était d'environ 300 DT, soit trois fois plus élevé que le salaire moyen des domestiques. Finalement, tel que prévu, nous trouvons (dans la seconde spécification) que la variable indicatrice de résidence chez l'employeur a un effet négatif significatif sur le salaire mensuel.

4.2. Analyse des déterminants des transferts coercitifs

Les résultats de l'estimation du Tobit simple et du Tobit type II sont présentés dans la section A du tableau 3. Nous utilisons un test proposé par Scott et Garen (1994) pour tester le modèle Tobit simple *versus* le modèle type II. Nous rejetons d'emblée les restrictions emboîtées dans le modèle Tobit simple. C'est pour cette raison que nous mettons l'accent sur les résultats du modèle Tobit type II.

Premièrement, nous trouvons que les transferts coercitifs augmentent avec le salaire brut. Il n'est pas surprenant de constater que l'élasticité de ces transferts par rapport au salaire est beaucoup plus élevée (0,98) que les valeurs rapportées dans la littérature. En effet, dans ces études,

ce sont les individus qui choisissent eux-mêmes le montant de leurs transferts, contrairement à notre cas. Nos résultats démontrent donc que pour les transferts coercitifs, les parents sont en mesure d'obtenir chaque dinar additionnel gagné par leur fille. Cela suggère que ces femmes ont probablement une utilité de réserve très faible.

Deuxièmement, le nombre de frères a un impact différent du nombre de sœurs de moins de 18 ans. La présence de jeunes frères n'a d'impact ni sur la probabilité d'observer des transferts coercitifs ni sur le niveau de ces transferts. Cependant, le nombre de sœurs de moins de 18 ans a un effet positif sur les transferts coercitifs dans le modèle Tobit type I. Les estimés du modèle Tobit type II suggèrent que le nombre de jeunes sœurs augmente la probabilité d'observer des transferts coercitifs, mais pas les montants envoyés. Ce résultat indique que les parents sont plus susceptibles d'envoyer une de leur fille travailler comme domestique lorsque qu'il y a plusieurs filles dans leur famille. Une explication possible à ce phénomène est que les filles contribuent dans une moindre mesure au revenu familial que les jeunes hommes. Elles doivent donc être prises en charge directement ou indirectement par le chef de famille. Dans ce cas, elles ont une très faible utilité de réserve, et leurs parents peuvent s'approprier une très grande partie de leur salaire. Cela est en directe opposition à la situation de leurs frères, qui peuvent vivre à la maison et contribuer au revenu familial en trouvant de l'emploi dans le village.

Nous trouvons que les domestiques qui proviennent des régions les plus pauvres ne sont pas moins susceptibles de subir des transferts coercitifs, mais que le niveau de ces transferts est moins élevé. De façon similaire, les parents possédant des actifs agricoles ou ceux qui sont propriétaires sont plus enclins à exiger des transferts de leur fille. Ces résultats sont aussi cohérents avec les prédictions du modèle de Dostie et Vencatachellum (2004). Il semble donc que les parents vivant dans les régions plus pauvres ne sont pas en mesure d'exiger des transferts élevés parce que les bénéfices nets à briser un tel contrat et les probabilités de défaut sont élevés. La situation opposée prévaut pour les parents ayant des actifs plus importants, ce qui leur donne la possibilité de faire des menaces crédibles à leurs enfants.

La probabilité d'observer des transferts coercitifs ainsi que leur niveau diminuent avec l'âge de la domestique. Il est probable que les plus âgées ont un pouvoir de négociation plus élevé (utilité de réserve plus élevée) et, par conséquent, d'influencer la répartition de leur salaire. De plus, les liens familiaux ont aussi tendance à diminuer avec l'âge. Certaines domestiques disent épargner une partie de leur salaire en vue de dépenses liées à leur futur mariage.

Tableau 3. – Effets marginaux

Variables explicatives	SECTION A TRANSFERTS COERCITIFS				SECTION B TRANSFERTS VOLONTAIRES			
	Tobit simple		Tobit type II		Tobit simple		Cragg	
	Probit	continue	Probit	continue	Probit	continue	Probit	tronquée
CAPITAL HUMAIN								
Âge	-0,048** (2,18)	-2,984** (2,18)	-0,118*** (4,26)	1,332 (1,10)	0,010 (0,44)	0,175 (0,44)	0,136** (2,09)	-3,809 (2,40)
Âge au carré divisé par 100	0,032 (0,59)	2,005 (0,59)	0,199*** (3,53)	-10,063*** (2,86)	0,112*** (2,76)	-2,041*** (2,76)	-0,376** (2,41)	3,687 (1,27)
AUTONOMIE DE L'EMPLOIÉE DOMESTIQUE								
Indicateur égal à 1 si la domestique est mariée	-0,373*** (3,69)	-18,756*** (3,69)	-0,374*** (3,80)	8,795 (1,26)	-0,398*** (5,51)	-6,451*** (5,51)	-0,795* (1,94)	-25,221** (4,49)
Indicateur égal à 1 si la domestique a décidé de travailler de façon autonome	-0,366*** (4,02)	-18,967*** (4,02)	-0,330*** (3,48)	-11,683* (1,79)	-0,048 (0,66)	-0,864 (0,66)	-0,544 (1,34)	-12,722*** (2,72)
Indicateur égal à 1 si la domestique a trouvé ce travail grâce à son frère	-0,067 (1,16)	-4,099 (1,16)	-0,114 (1,30)	-1,464 (0,59)	0,016 (0,21)	0,288 (0,21)	-0,077 (0,41)	1,715 (0,33)
Indicateur égal à 1 si la domestique a trouvé ce travail grâce à la parenté	-0,110 (1,54)	-6,383 (1,54)	-0,195* (1,94)	3,508 (1,10)	0,059 (0,67)	1,123 (0,67)	0,084 (0,58)	3,464 (0,59)
Indicateur égal à 1 si la domestique a trouvé ce travail grâce à des amis	-0,199** (2,07)	-10,751** (2,07)	-0,265** (2,47)	-7,701 (1,58)	0,039 (0,42)	0,734 (0,42)	-0,199 (0,77)	2,365 (0,39)
Indicateur égal à 1 si la domestique a trouvé ce travail par elle-même	-0,155 (0,86)	-8,407 (0,86)	-0,390** (2,47)	19,781* (1,89)	0,321** (2,42)	8,698** (2,42)	0,122 (1,691)	8,571 (0,85)
Indicateur égal à 1 si la domestique ne sait pas si elle fait partie des héritiers	-0,090* (1,74)	-5,752* (1,74)	-0,155* (1,88)	1,211 (0,55)	0,149** (2,09)	2,712** (2,09)	0,024 (0,17)	12,866** (2,48)
MESURE DES BESOINS DE L'EMPLOYÉE								
Nombre de frères de – 18 ans	0,004 (0,11)	0,232 (0,11)	0,019 (0,34)	-0,104 (0,07)	0,079* (1,79)	1,451* (1,79)	0,058 (0,51)	6,823** (2,12)
Nombre de sœurs de – 18 ans	0,118*** (3,59)	7,430*** (3,59)	0,175*** (3,26)	1,656 (1,15)	0,074 (1,57)	1,354 (1,57)	0,150 (1,47)	2,526 (1,71)
Indicateur égal à 1 si les parents vivent dans la région nord-ouest	0,044 (0,91)	2,722 (0,91)	0,102 (1,47)	-4,175** (1,90)	0,000 (0,00)	0,002 (0,00)	-0,072 (0,60)	-0,994 (0,26)
Indicateur égal à 1 si les parents sont propriétaires	0,053 (1,00)	3,290 (1,00)	0,048 (0,57)	1,841 (0,81)	0,099 (1,37)	1,779 (1,37)	0,793** (2,15)	1,002 (0,19)
Indicateur égal à 1 si les parents ont l'eau courante	-0,046 (0,54)	-2,796 (0,54)	0,041 (0,33)	-7,109* (1,85)	-0,059 (0,65)	-1,040 (0,65)	-0,643 (1,61)	-0,398 (0,07)
Indicateur égal à 1 si les parents possèdent d'autres actifs	-0,037 (0,67)	-2,315 (0,67)	-0,046 (0,58)	1,135 (0,45)	0,065 (1,01)	1,203 (1,01)	0,189 (1,46)	0,020 (0,00)
Indicateur égal à 1 si les parents possèdent des actifs agricoles	0,210*** (3,06)	11,531*** (3,06)	0,227*** (2,67)	2,417 (0,72)	-0,018 (0,25)	-0,326 (0,25)	0,059 (0,27)	2,281 (0,52)
REVENU								
Salaire mensuel brut	0,002 (1,37)	0,126 (1,37)	-0,003 (1,26)	0,983*** (13,83)				
Salaire mensuel net					0,016*** (16,80)	0,300*** (16,80)	0,022*** (3,16)	0,457*** (4,95)
Nombre d'observations	348		348		348		348	

Note : Statistique de Student corrigée pour l'hétéroscédasticité en valeur absolue entre parenthèses. (***) (**) (*) indiquent que le coefficient est statistiquement significatif à un niveau de confiance de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

4.3. Analyse des déterminants des transferts volontaires

Les résultats de l'estimation du modèle Tobit simple et du modèle de Cragg sont présentés à la section B du tableau 3. Comme le modèle Tobit simple est emboîté dans le modèle de Cragg, il est facile de confronter les deux modèles à l'aide d'un test du rapport des vraisemblances. Ce test rejette fortement le modèle Tobit simple. Nous présentons quand même les résultats des deux modèles à des fins de comparaison avec la littérature existante, mais nous portons une attention particulière dans notre interprétation aux résultats du modèle de Cragg.

Les résultats que nous obtenons sont les suivants :

Premièrement, nous constatons que la probabilité des transferts volontaires, ainsi que leur niveau, augmentent avec le salaire net. Une domestique qui voit son salaire net augmenter de 1 DT en enverra environ la moitié à sa famille. Les élasticités sont plus élevées que celles rapportées dans la littérature, pour les mêmes raisons que pour les transferts coercitifs.

Deuxièmement, les résultats du modèle de Cragg démontrent que le niveau des transferts volontaires est indépendant du nombre de jeunes sœurs, mais qu'il augmente avec le nombre de jeunes frères. Ce résultat contredit celui obtenu pour les transferts coercitifs. Une explication possible à ce résultat est que, dans le cas des transferts volontaires, c'est la domestique qui en choisit le montant. Ainsi, il est possible qu'elle envoie plus d'argent parce qu'elle s'attend à ce que ses frères lui portent assistance lorsque leurs parents seront décédés.

Nous avons aussi cherché à savoir si le nombre de frères âgés de plus de 18 ans a un impact sur les transferts volontaires, mais nous n'en avons trouvé aucun. Cela est peut-être dû à l'âge des domestiques. Comme elles sont plutôt jeunes, elles ont peut-être des liens plus forts avec leurs jeunes frères. Toutes choses étant égales par ailleurs, on s'attend à ce que les frères plus âgés meurent plus tôt que les autres. Dans ce cas, on peut dire que ces transferts sont motivés par un besoin d'assurance.

Troisièmement, une domestique qui dit avoir trouvé son travail de façon autonome remet volontairement moins d'argent à sa famille. Il est possible que certaines de ces employées aient des liens familiaux plus faibles. La relation négative entre la décision de travailler et les transferts est confirmée par le fait que les domestiques envoient des sommes moins importantes lorsqu'elles vieillissent. Cependant, notons que la probabilité d'effectuer volontairement des transferts augmente avec l'âge. Ce résultat va de pair avec celui de la section précédente, où il est expliqué que les transferts coercitifs, eux, diminuaient avec l'âge. Finalement, celles qui sont mariées sont moins susceptibles d'effectuer des transferts volontaires, et celles qui le font envoient de moins grosses sommes d'argent.

5. CONCLUSION

Nous montrons les différences entre les déterminants des transferts volontaires et ceux des transferts coercitifs, ces derniers étant définis comme la part du salaire que l'employeur transfère directement à la famille de la travailleuse. Notre étude repose sur une enquête unique que nous avons menée en 1998 auprès de 500 domestiques tunisiennes. Près de la moitié de ces domestiques ont moins de 18 ans. Cela nous permet de les considérer comme des enfants travailleurs selon les critères de l'Organisation internationale du travail. À l'opposé des enfants travailleurs domestiques des autres pays, toutes les domestiques incluses dans notre échantillon reçoivent un salaire (UNICEF, 1999). Lorsque nous agrégeons les transferts volontaires et coercitifs, nous trouvons que les domestiques remettent en moyenne 68 % de leur salaire à leur famille. De plus, 40 % d'entre elles voient la totalité de leur salaire remise à leur famille par leur employeur.

Nos résultats démontrent que la composition de la famille des domestiques a un effet asymétrique sur les transferts. La probabilité des transferts coercitifs augmente avec le nombre de jeunes sœurs de la travailleuse, mais est indépendante du nombre de jeunes frères. Par contre, le montant remis volontairement augmente avec le nombre de jeunes frères mais est indépendant du nombre de jeunes sœurs. Nos résultats démontrent aussi que les parents plus riches sont en mesure d'exiger des transferts coercitifs plus élevés. Cela est cohérent avec le fait que ces parents peuvent mieux pourvoir aux besoins de la domestique si cette dernière perd son emploi.

De plus, nous trouvons que les déterminants de la probabilité d'observer des transferts diffèrent des déterminants du niveau de ces transferts. Par exemple, une domestique qui a pris elle-même la décision de travailler n'est pas plus susceptible d'effectuer des transferts, mais si elle le fait, elle enverra alors des sommes moins élevées. Cette distinction nous amène à rejeter l'utilisation du modèle Tobit simple, à la fois pour la modélisation des transferts coercitifs et des transferts volontaires, qui procurerait alors des résultats biaisés.

BIBLIOGRAPHIE

- Basu K. et Pham H.-V., « The Economics of Child Labor », *American Economic Review*, vol. 88, n° 3, 1998, p. 412-427.
- Cox D., Eser Z. et Jimenez E., « Motives for Private Transfers Over the Life Cycle : An Analytical Framework and Evidence for Peru », *Journal of Development Economics*, n° 55, 1998, p. 57-80.
- Cragg J.-G., « Some Statistical Model for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods », *Journal of Econometrics*, vol. 39, n° 1, 1971, p. 829-844.

- De la Brière B. *et al.*, « The Roles of Destination, Gender, and Household Composition in Explaining Remittances: An Analysis for the Dominican Sierra », *Journal of Development Economics*, vol. 68, n° 2, 2002, p. 309-328.
- Dessy S. et Vencatachellum D., « Explaining Cross-Country Differences in Policy Response to Child Labour », *Canadian Journal of Economics*, vol. 36, n° 1, 2003.
- Gersovitz M., « Saving and Development », *Handbook of Development Economics*, vol. 1, 1988, chapitre 10.
- Dostie B., et Vencatachellum D., « Compulsory versus Voluntary Remittances: Evidence from Child Domestic Workers in Tunisia », *Cahier de recherche*, n° IEA-04-04, Institut d'économie appliqué, HEC Montréal, 2004.
- Kochar A., « Evaluating Familial Support for the Elderly: The Intrahousehold Allocation of Medical Expenditures in Rural Pakistan », *Economic Development and Cultural Change*, vol. 47, n° 3, 1999, p. 620-656.
- Lucas R.E. et Stark O., « Motivations to Remit: Evidence from Botswana », *Journal of Political Economy*, 1985, vol. 93, n° 5, p. 901-918.
- Organisation internationale du travail (OIT), « *Child Labour, Tolerating the Intolerable* », Rapport de recherche, Genève, 1996.
- Ranjan P., « Credit Constraints and the Phenomenon of Child Labor », *Journal of Development Economics*, vol. 64, n° 1, 2001, p. 81-102.
- Rozelle S., Taylor J.E. et De Brauw A., « Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China », *American Economic Review*, vol. 89, n° 2, 1999, p. 287-291.
- Scott F. et Garen J., « Probability of Purchase, Amount of Purchase, and the Demographic Incidence of the Lottery Tax », *Journal of Public Economics*, vol. 54, n° 1, 1994, p. 121-143.
- Sharma S. *et al.*, « *Nepal Situation of Domestic Child Laborers in Kathmandu: A Rapid Assessment* », Rapport de recherche, Organisation internationale du travail, Genève, 2001.
- Stark, O. et Lucas R.E.B., « Migration, Remittances, and the Family », *Economic Development and Cultural Change*, vol. 36, n° 3, 1988, p. 465-481.
- United Nations Children's Fund (UNICEF), « Child Domestic Work », *UNICEF Innocenti Digest*, n° 5, 1999.
- Wooldridge J.M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MIT Press, 2002.

UN TEST DE RATIONALITÉ COLLECTIVE SUR DES MÉNAGES BIGAMES AU BURKINA FASO

Anyck Dauphin¹

Bernard Fortin²

Guy Lacroix³

Quelle est l'unité de décision de base dans la théorie du consommateur ? Est-ce l'individu ou la famille ? Voilà la question que se posa Samuelson (1956) après qu'il eut démontré qu'il n'existe généralement pas de courbe d'indifférence sociale rationalisant la demande agrégée du ménage. Les efforts importants de recherche des vingt dernières années ont permis d'éclairer cette question. Si le consommateur en question était une famille, la théorie du consommateur équivaldrait à supposer que ses membres se comportent comme s'ils maximisaient une fonction d'utilité standard sous une contrainte budgétaire familiale. On désigne par *modèle unitaire* l'approche qui se fonde sur une telle hypothèse. D'un point de vue théorique, ce type de comportement n'est légitime que dans certaines circonstances très particulières : soit que tous les membres du ménage ont les mêmes préférences, soit que tous les membres du ménage s'entendent sur des préférences pour le ménage, ou soit que le ménage est dirigé par un chef de famille « dictateur ». Dans tous les autres cas, le modèle unitaire n'est pas justifié. Or sur le plan empirique, les implications falsifiables de ce modèle, qui concernent en particulier la nature et la structure des effets-prix (matrice de Slutsky symétrique et semi-définie négative) ainsi que la mise en commun des ressources, sont rejetées par la grande majorité des études réalisées un peu partout à travers le monde (*e.g.*, Fortin et Lacroix, 1997 ; Chiappori et Donni, 2005).

Ainsi, pour des raisons à la fois théoriques et empiriques, il s'avère que l'unité de décision de base de la théorie du consommateur n'est

1. Centre de recherches pour le développement international (CRDI) et Centre interuniversitaire sur le risque les politiques économiques et l'emploi (CIRPÉE).

2. Département d'économique, Université Laval et CIRPÉE.

3. Département d'économique, Université Laval et CIRPÉE.

généralement pas une famille. Il s'agit plutôt d'un individu. Ce résultat est lourd de conséquences. D'abord, étant donné que le modèle unitaire a constitué le fondement de la presque totalité des travaux théoriques et empiriques des dernières décennies, plusieurs des résultats obtenus pourraient être invalides pour une famille. Ensuite, puisque la théorie du consommateur au sein d'une famille doit tenir compte du processus de décision entre les individus qui la composent, une nouvelle théorie du comportement du consommateur en famille doit être développée lorsque celle-ci comprend plus d'un individu. C'est ce que Pierre-André Chiappori et ses collaborateurs ont entrepris de faire en développant le concept de la rationalité collective par opposition à la rationalité individuelle¹.

Dans sa forme la plus générale, l'approche de la rationalité collective repose sur deux hypothèses : chacun des membres du ménage possède ses propres préférences, et les décisions prises par le ménage sont Pareto-efficaces pour ceux qui les ont influencées. Cette caractérisation du ménage, communément dénommée le modèle collectif, est beaucoup plus robuste que celle du modèle unitaire, puisque moins restrictive. Le modèle unitaire est en effet un cas spécial du modèle collectif. De plus, le modèle collectif respecte l'individualisme méthodologique (par opposition à une méthodologie holistique) sur laquelle la théorie micro-économique est édifiée.

Pour valider empiriquement le modèle collectif, plusieurs chercheurs se sont appliqués à déterminer ses implications falsifiables dans différents contextes. Certaines de ces restrictions ont déjà fait l'objet de tests empiriques et, de façon générale, n'ont pas été rejetées. Cependant, à l'exception d'un nombre très limité d'analyses récentes et effectuées par les auteurs de la présente étude (Dauphin, 2003 ; Dauphin *et al.*, 2004a), ces tests ont cependant tous porté sur des ménages comportant seulement deux décideurs potentiels. Ils ignorent donc le comportement des ménages qui en comprennent potentiellement plus, tel que les ménages comportant des conjoints vivant avec des enfants d'âge adulte ou des parents âgés, ménages qui sont très fréquents dans les pays développés, ou encore les familles étendues et les ménages polygames, qui sont très répandus dans les pays en développement.

Le but de cet article est double. Dans un premier temps, nous présentons le modèle collectif et certaines de ses restrictions falsifiables dans un contexte où le ménage comporte plus de deux décideurs et pour lesquels des facteurs de distribution sont observés². Certaines de ces restrictions sont nouvelles dans la littérature. Dans un deuxième temps,

1. Citons entre autres, Chiappori (1988), Bourguignon, Browning et Chiappori (1995), Browning et Chiappori (1998) et Chiappori et Ekeland (2002).

2. Un facteur de distribution est une variable, telle la part du revenu d'un conjoint dans le revenu total du ménage, qui influence le processus de décision, mais pas les préférences ni la contrainte budgétaire agrégée du ménage.

nous appliquons ces tests sur des ménages bigames à partir de données originales tirées d'une enquête menée au Burkina Faso (Dauphin, 2003). Non seulement nos résultats ne rejettent pas la rationalité collective, mais ils indiquent que les trois époux influencent les décisions du ménage.

La première section présente le cadre théorique et différents résultats falsifiables de la rationalité collective. La section 2 discute du contexte social et familial au Burkina Faso et offre une description de l'enquête. La section 3 présente la méthode d'estimation et les résultats empiriques. La section 4 conclut l'article.

1. LE CADRE THÉORIQUE¹

Le ménage considéré ici dénombre $I + 1$ membres (avec $I \geq 1$), qui influencent le processus de décision. Chaque membre i , avec $i = 1, \dots, I + 1$, tire son bien-être de la consommation de N biens marchands, laquelle peut prendre une forme privée, publique ou les deux à la fois. Les vecteurs colonne \mathbf{x}_i et \mathbf{X} de dimension N représentent respectivement la consommation privée du membre i et la consommation publique². Tous les prix sont normalisés à un. La consommation du ménage est donnée par $\sum_{i=1}^{I+1} \mathbf{x}_i + \mathbf{X} \equiv \mathbf{x}$ et la contrainte budgétaire s'écrit en conséquence comme : $\mathbf{v}'\left(\sum_{i=1}^{I+1} \mathbf{x}_i + \mathbf{X}\right) = \mathbf{v}'\mathbf{x} = m$, où \mathbf{v} est un vecteur colonne unitaire de dimension N et m , les dépenses totales du ménage³. Trois axiomes de base sont également posés :

Axiome 1. *Chaque membre i possède ses propres préférences représentées par une fonction d'utilité $U_i(\mathbf{x}_i, \mathbf{X})$ fortement concave et deux fois continûment différentiables.*

Axiome 2. *Le résultat du processus de décision est faiblement Pareto-efficace.*

Axiome 3. *Le processus de décision dépend de K variables $\mathbf{y} \equiv [y_1, \dots, y_k, \dots, y_K]$, appelées facteurs de distribution, qui*

1. Pour des raisons de concision, les preuves des différents résultats théoriques ne sont pas présentées dans ce document. Elles sont cependant disponibles dans une version plus complète du document (Dauphin *et al.*, 2004b).

2. Par convention, nous représenterons les vecteurs et les matrices par des lettres en caractères gras. De plus, l'expression $d^2 f(\mathbf{z})$ sera employée pour désigner la matrice des dérivées partielles de toute fonction vectorielle différentiable $f(\mathbf{z})$ par rapport à \mathbf{z} et dont l'élément mn correspond à $\partial^2 f^m(\mathbf{z}) / \partial z_n$. De plus, l'expression $\mathbf{z} \neq \mathbf{0}$ indiquera que tous les éléments de la matrice \mathbf{z} sont différents de zéro, alors que $\mathbf{z} \neq \mathbf{0}$ signifiera que certains de ses éléments sont nuls, mais pas tous nécessairement.

3. Ceci suppose que le ménage ne produit aucun des N biens, ou encore que les marchés sont parfaits pour ces biens.

sont indépendantes des préférences individuelles et qui ne modifient pas globalement la contrainte budgétaire agrégée du ménage.

Une discussion sur les facteurs de distribution, un concept crucial pour notre modèle, s'impose avant de poursuivre. L'influence des facteurs de distribution sur la prise de décisions peut s'interpréter comme le résultat de leur effet sur le pouvoir de négociation et de persuasion des membres du ménage. Le pouvoir de négociation d'un individu au sein d'un ménage est généralement perçu comme découlant de son point de menace, c'est-à-dire de sa vulnérabilité en cas de désaccord avec les autres membres du ménage. Plus un individu est vulnérable, ou plus la situation dans laquelle il se retrouverait en cas de désaccord est difficile, plus il sera prêt à faire des concessions pour s'entendre avec les autres. En conséquence, plus son pouvoir de négociation est faible, plus les décisions prises par le ménage s'éloigneront de ses préférences. Un facteur de distribution peut ainsi se concevoir comme une variable, indépendante des préférences des membres du ménage, qui affecte leur pouvoir de négociation par l'intermédiaire de son effet sur leur vulnérabilité en cas de désaccord, sans toutefois modifier la contrainte budgétaire du ménage en situation d'entente. Il n'est pas exclu cependant qu'un facteur de distribution influence la prise de décisions des ménages autrement qu'en modifiant leur vulnérabilité.

La situation dans laquelle un individu se retrouverait en cas de désaccord peut varier d'un individu à l'autre et d'une culture à l'autre. Elle peut aussi différer avec l'ampleur du désaccord. Par exemple, elle pourrait consister à adopter une attitude non coopérative (Lundberg et Pollak, 1988) lors de désaccords mineurs, et à se séparer lors de désaccords importants (Manser et Brown, 1980 ; McElroy et Horney, 1981). Plusieurs facteurs de distribution ont été proposés dans la littérature lorsque c'est la séparation qui correspond au point de menace. Ainsi, selon Becker (1981), l'état du marché du mariage, approché par le rapport du nombre d'hommes et du nombre de femmes (*sex ratio*) dans une société et pour un certain groupe d'âge (Chiappori, Fortin et Lacroix, 2002), de même que les caractéristiques spécifiques du contrat de mariage, telles que les lois sur le divorce (Gray, 1998 ; Chiappori, Fortin et Lacroix, 2002), peuvent avoir un impact significatif sur la répartition interne des gains du mariage. En outre, selon Haddad et Kanbur (1991), les possibilités économiques des conjoints externes à leur ménage, tels que l'accès à des communes, les lois relatives aux pensions alimentaires et à la garde des enfants, la possibilité pour les femmes de retourner dans leur famille natale et la discrimination envers les femmes sur le marché du travail sont autant de facteurs de distribution potentiels. La prochaine section proposera un certain nombre de facteurs de distribution propres au Burkina Faso.

Les trois axiomes précédents impliquent qu’il existe I fonctions scalaires $1 \geq \mu_i(m, y) \geq 0 \forall i$, que nous allons appeler des poids de Pareto, telles que x solutionne le programme suivant :

$$\text{Max}_{\{x_1, \dots, x_{I+1}, X\} \in \mathbb{R}_+^N} \mu_{I+1}(m, y) [U_1(x_1, X), \dots, U_{I+1}(x_{I+1}, X)] \quad (P)$$

sujet à
$$i \left(\sum_{i=1}^{I+1} x_i + X \right) = m,$$

où $\mu_{I+1}(m, y) \equiv [\mu_1(m, y), \dots, (m, y), 1]$. La « fonction d’utilité familiale »¹ à maximiser dans ce programme correspond donc à la somme des fonctions d’utilité des membres pondérées par le vecteur de poids de Pareto $\mu_{I+1}(m, y)$, qui représente l’importance accordée à ces utilités, relativement à celle du $I + 1^e$ membre. On peut également voir le vecteur $\mu_{I+1}(m, y)$ comme symbolisant le pouvoir des différents participants dans la prise de décision. Ce vecteur n’altère pas la frontière parétienne des possibilités de consommation, qui dépend seulement des préférences et de la contrainte budgétaire du ménage, mais uniquement la localisation sur cette frontière choisie par les membres. Une caractéristique importante de l’approche collective est que les I poids de Pareto ne sont pas constants en général, mais dépendent plutôt des dépenses totales du ménage et des facteurs de distribution.

Le système de demandes collectivement rationnelles, obtenu par la résolution du programme (P) pour x peut s’écrire comme $x = \hat{x}(m, \mu_{I+1}(m, y))$ et satisfait la Loi de Walras (ou contrainte d’*adding-up*) $\nu \hat{x}(m, \mu_{I+1}(m, y)) = m$. Ainsi, les facteurs de distribution interviennent dans les décisions de consommation du ménage uniquement via leurs effets sur les I poids Pareto entrant dans la fonction d’utilité familiale. Une question fondamentale que soulève le modèle collectif est de savoir s’il est possible de vérifier empiriquement que le système de demandes des ménages peut effectivement s’écrire comme $\hat{x}(m, \mu_{I+1}(m, y))$. Or, même si le vecteur $\mu_{I+1}(m, y)$ existait, il ne pourrait être observé directement. Seules les formes réduites $\tilde{x}(m, y)$ sont observables. Il s’agit donc de trouver une façon de tester si le système $\tilde{x}(m, y)$ satisfait l’identité suivante :

$$\tilde{x}(m, y) \equiv \hat{x}(m, \mu_{I+1}(m, y)). \quad (1)$$

Afin de garder la notation aussi simple que possible, nous allons poser $m = 1$ dans le reste de l’article. Dorénavant (1) s’écrira comme :

$$\tilde{x}(y) \equiv \hat{x}(\mu_{I+1}(y)). \quad (2)$$

1. Cette fonction n’est pas une fonction d’utilité standard car elle dépend des dépenses totales du ménage et des facteurs de distribution.

Maintenant, à partir d'un type particulier de demandes conditionnelles généralisant l'approche de Bourguignon *et al.* (1995), nous allons voir qu'il est en fait possible de dériver deux tests (locaux) de rationalité collective. Pour ce faire, nous allons considérer les partitions $\mathbf{x} \equiv [\mathbf{x}'_1, \mathbf{x}'_2]'$ et $\mathbf{y} \equiv [\mathbf{y}'_1, \mathbf{y}'_2]'$ pour les demandes et les facteurs de distribution, avec \mathbf{x}_1 et \mathbf{y}_1 tous deux de dimension J . Le système de demandes (2) peut alors se réécrire de la façon suivante :

$$\mathbf{x}_1 = \tilde{\mathbf{x}}_1(\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2) \equiv \hat{\mathbf{x}}_1(\boldsymbol{\mu}_{I+1}(\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2)), \quad (3)$$

$$\mathbf{x}_2 = \tilde{\mathbf{x}}_2(\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2) \equiv \hat{\mathbf{x}}_2(\boldsymbol{\mu}_{I+1}(\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2)). \quad (4)$$

Lemme 1. *Soit $\mathbf{y}^* \in R^K$ un point auquel $\tilde{\mathbf{x}}_1(\mathbf{y})$ est différentiable et tel que $D_{\mathbf{y}_1} \tilde{\mathbf{x}}_1(\mathbf{y})$ est une matrice non-singulière. Alors conditionnellement à $\mathbf{x}_1^* = \tilde{\mathbf{x}}_1(\mathbf{y}_1^*, \mathbf{y}_2^*)$, il existe une fonction vectorielle continûment différentiable et unique $\tilde{\mathbf{y}}_1(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2)$ qui résout (3) pour \mathbf{y}_1 dans un voisinage de $(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*)$ et telle que :*

$$\mathbf{x}_1^* = \bar{\mathbf{x}}_1(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2) \equiv \tilde{\mathbf{x}}_1(\tilde{\mathbf{y}}_1(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2), \mathbf{y}_2) \equiv \hat{\mathbf{x}}_1(\boldsymbol{\mu}_{I+1}(\tilde{\mathbf{y}}_1(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2), \mathbf{y}_2)). \quad (5)$$

Ce lemme est une application directe du théorème des fonctions implicites. Sous les conditions du lemme 1, il est possible de définir la fonction vectorielle suivante :

$$\bar{\mathbf{x}}_2 : R^K \rightarrow R^{N-J} : \bar{\mathbf{x}}_2(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2) \equiv \tilde{\mathbf{x}}_2(\tilde{\mathbf{y}}_1(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2), \mathbf{y}_2) \equiv \hat{\mathbf{x}}_2(\boldsymbol{\mu}_{I+1}(\tilde{\mathbf{y}}_1(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2), \mathbf{y}_2)). \quad (6)$$

Le vecteur $\bar{\mathbf{x}}_2(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2)$ représente un sous-système (local) de demandes pour les $N - J$ derniers biens, étant donné les demandes pour les J premiers biens et les $K - J$ derniers facteurs de distribution¹. Avant de présenter les théorèmes qui fourniront des tests de rationalité collective, nous allons introduire une nouvelle notation. La n^e demande contenue dans le sous-système de demandes \mathbf{x}_2 sera dénotée par x_{2n} , avec $n = 1, \dots, N - J$, et le k^e facteur de distribution contenu dans le vecteur \mathbf{y}_2 par y_{2k} , avec $k = 1, \dots, L - J$.

Théorème 1. *Supposons que $\boldsymbol{\mu}_{I+1}(\mathbf{y})$ et $\hat{\mathbf{x}}(\boldsymbol{\mu}_{I+1}(\mathbf{y}))$ soient respectivement différentiables à \mathbf{y}^* et $\boldsymbol{\mu}_{I+1}(\mathbf{y}^*)$. Supposons aussi que $K \geq I + 1$ et $N > I + 1$. Alors lorsque $J = I - 1$ et que les conditions du lemme 1 sont satisfaites, on a :*

1. L'ordre de classement des demandes et des facteurs de distribution n'est pas important.

$$\forall D_{y_1} \tilde{x}_{2n}(y^*) = 0 : \\ D_{y_2} \tilde{x}_{2n}(y^*) = 0 \text{ ou } D_{y_{21}} \tilde{x}_{2n}(y^*) \neq 0 \text{ et } D_{y_{22}} \tilde{x}_{2n}(y^*) = 0, \quad (7)$$

$$\forall D_{y_1} \tilde{x}_{2n}(y^*) \neq 0 : \\ D_{y_2} \tilde{x}_{2n}(x_1^*, y_2^*) = 0 \text{ ou } D_{y_{23}} \tilde{x}_{2n}(x_1^*, y_2^*) \neq 0 \text{ et } D_{y_{24}} \tilde{x}_{2n}(x_1^*, y_2^*) = 0, \quad (8)$$

où y_{21}, y_{22}, y_{23} et y_{24} représentent des sous-vecteurs de y_2 , dont les dimensions peuvent varier de zéro à K , et tels que $y_2 \equiv [y_{21} y_{22}] \equiv [y_{23} y_{24}]$.

Ce théorème signifie que toutes les demandes appartenant à x_2 et qui ne dépendent pas des facteurs de distribution contenus dans y_1 sont ou bien insensibles à tous les facteurs de distribution contenus dans y_2 , ou bien seulement sensibles à un ensemble commun de facteurs de distribution caractérisé par le vecteur y_{21} qui est inclus ou égal à y_2 . Toutes les autres demandes appartenant à x_2 , c'est-à-dire celles qui sont sensibles à au moins l'un des facteurs de distribution contenus dans y_1 , lorsqu'elles sont conditionnées sur x_1 , deviennent à leur tour ou bien insensibles à tous les facteurs de distribution contenus dans y_2 , ou bien seulement sensibles à un ensemble commun de facteurs de distribution caractérisé par le vecteur y_{23} , qui est inclus ou égal à y_2 et qui est potentiellement différent de y_{21} .

L'intuition de ce théorème est la suivante. Si une demande x_{2n} n'est pas influencée par y_1 , ce doit être parce qu'elle ne dépend pas des poids par l'intermédiaire desquels y_1 exerce son effet. Puisque y_1 doit influencer au moins $I - 1$ poids pour que le lemme 1 soit satisfait, il y a deux possibilités. Soit que x_{2n} ne dépende d'aucun poids, et dans ce cas il sera nécessairement insensible à y_2 . Soit que x_{2n} dépende d'un seul poids, et que ce dernier ne soit pas influencé par y_1 . Dans ce cas, x_{2n} réagira seulement aux facteurs de distribution qui affectent ce poids. Maintenant, si une demande x_{2n} est influencée par y_1 , ce doit être parce qu'elle dépend au moins de l'un des poids par l'intermédiaire desquels y_1 exerce son effet. Elle pourra donc être conditionnée sur x_1 , ce qui aura pour effet de maintenir x_1 constant. Pour conserver fixes les $I - 1$ demandes contenues dans x_1 , lesquelles dépendent d'au moins $I - 1$ poids de Pareto (par le lemme 1), il faut que y_1 contrebalance les modifications de y_2 de façon à ce que les modifications de $I - 1$ poids de Pareto soient ou bien nulles ou bien s'annulent entre elles. Bref, c'est comme si l'on maintenait $I - 1$ poids constants. Ainsi, toute demande conditionnelle \tilde{x}_{2n} est alors soit sensible au seul poids restant, et donc aux facteurs de distribution qui l'affectent, soit insensible à ce poids, et donc à l'ensemble des facteurs de distribution contenus dans y_2 .

Le théorème 1 énonce à notre connaissance un nouveau résultat. Nous allons voir plus loin de quelle façon il diffère des résultats de

Bourguignon *et al.* (1995) que nous allons à l'instant généraliser à $I - 1$ décideurs.

Théorème 2. *Supposons que $\boldsymbol{\mu}_{I+1}(\mathbf{y})$ et $\hat{\mathbf{x}}(\boldsymbol{\mu}_{I+1}(\mathbf{y}))$ soient respectivement différentiables à \mathbf{y}^* et $\boldsymbol{\mu}_{I+1}(\mathbf{y}^*)$. Supposons aussi que $K \geq I + 1$, $N > I + 1$. Alors lorsque $J = I$ et que les conditions du lemme 1 sont satisfaites :*

$$\forall D_{y_1} \tilde{\mathbf{x}}_{2n}(\mathbf{y}^*) = 0 : D_{y_2} \tilde{\mathbf{x}}_{2n}(\mathbf{y}^*) = 0, \quad (9)$$

$$\forall D_{y_1} \tilde{\mathbf{x}}_{2n}(\mathbf{y}^*) \neq 0 : D_{y_2} \bar{\mathbf{x}}_{2n}(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*) = 0. \quad (10)$$

Notons que ce qui distingue les hypothèses de ce théorème de celles du théorème précédent, c'est qu'on suppose ici que $J = I$, alors que dans le théorème 1, on supposait $J = I - 1$.

Le résultat du théorème 2 est facile à comprendre intuitivement. Si une demande x_{2n} n'est pas influencée par \mathbf{y}_1 , ce doit être parce qu'elle ne dépend pas des poids par l'intermédiaire desquels \mathbf{y}_1 exerce son effet. Puisque \mathbf{y}_1 doit influencer au moins I poids de Pareto pour que le lemme 1 soit satisfait, il n'y a qu'une possibilité : x_{2n} ne dépend en fait d'aucun poids. Elle ne peut donc pas dépendre de \mathbf{y}_2 . Maintenant, si une demande x_{2n} est influencée par \mathbf{y}_1 , ce doit être parce qu'elle dépend au moins de l'un des poids par l'intermédiaire desquels \mathbf{y}_1 exerce son effet. Elle pourra donc être conditionnée sur \mathbf{x}_1 , ce qui aura pour effet de maintenir \mathbf{x}_1 constant. Pour conserver fixes les I demandes contenues dans \mathbf{x}_1 , lesquelles dépendent des I poids de Pareto (par le lemme 1), il faut que \mathbf{y}_1 contrebalance les modifications de \mathbf{y}_2 de façon à ce que les modifications des I poids de Pareto soient ou bien nulles ou bien s'annulent entre elles. Bref, c'est comme si l'on maintenait les I poids constants. Ainsi, toute demande conditionnelle \bar{x}_{2n} est donc insensible à l'ensemble des facteurs de distribution contenus dans \mathbf{y}_2 .

Les tests fournis par les théorèmes 1 et 2, que nous appellerons test 1 et test 2, diffèrent sur certains points. Premièrement, quoiqu'ils nécessitent tous les deux d'avoir $K \geq I + 1$ et $N > I + 1$, le test 1 requiert que $I - I$ demandes satisfassent le lemme 1, comparativement à I demandes pour le test 2. En conséquence, les conditions sous lesquelles le test 1 peut être utilisé sont moins restrictives que celles du test 2. Cela a cependant un coût. Les résultats des deux théorèmes sont tous des conditions nécessaires. En présence de rationalité collective, ils seront donc tous respectés. En l'absence de rationalité collective cependant, ils ne seront pas forcément tous violés. En fait, il est possible de démontrer que le non-respect des résultats (7) et (8) implique le non-respect des résultats (9) et (10), mais non l'inverse. En conséquence, il est possible

de rejeter les résultats du théorème 2, mais non ceux du théorème 1. Dans ce sens, le second test est plus fiable ou plus fort que le premier.

Ce dernier résultat théorique fournit une façon de déterminer le nombre de membres influençant la prise de décisions, c'est-à-dire le nombre de membres ayant un poids de Pareto différent de zéro.

Corollaire 1. *Supposons que les décisions soient collectivement rationnelles. Supposons aussi que le rang $(D_{\mu_{r+1}} \hat{x}_2(\mu_{r+1}(y^*))) = I$ pour tout $J < I$. Alors, sous les conditions du théorème 2, le nombre de membres dans le ménage influençant la prise de décisions correspond au plus petit nombre de biens sur lesquels les fonctions de demandes doivent être conditionnées afin de satisfaire le résultat (10), plus un.*

Ces résultats théoriques vont servir à tester la rationalité collective des ménages bigames du Burkina Faso. Mais avant de présenter les données, nous allons décrire le contexte social et familial au Burkina Faso.

2. LE CONTEXTE AU BURKINA FASO

Le Burkina Faso est l'un des pays les plus pauvres au monde si l'on en juge par les indicateurs les plus courants. En 2001, le pays se classait 147^e sur 162 en termes d'espérance de vie à la naissance, 161^e en termes d'alphabétisation et 142^e en termes du PNB par tête¹. La proportion de la population vivant en milieu rural se chiffre à 83 % et son économie est encore essentiellement agricole ; près de 90 % de la population en vit². Les techniques de culture sont toujours traditionnelles, c'est-à-dire surtout manuelles, sans animaux ni tracteurs. La population du Burkina Faso, qui s'élevait à plus de 11,2 millions d'individus en 1999, est composée d'une soixantaine de groupes ethniques de tailles différentes³. Le groupe majoritaire, qui compte pour près de la moitié de la population, est celui des Mossis.

2.1. Contexte familial

L'organisation familiale des différentes ethnies qui composent le Burkina Faso, quoique similaire sur de nombreux aspects, présente quelques différences. Puisque l'enquête qui servira à tester les résultats

1. *Rapport sur le développement humain*, 2001, Programme des Nations Unies pour le développement (PNUD).

2. *Loc. cit.*, p.43.

3. *Loc. cit.*

théoriques porte sur une région à très forte prédominance mossie comme nous le verrons dans la section suivante, nous limiterons notre discussion à cette ethnie¹.

Chez les Mossis, comme c'est le cas pour plusieurs sociétés africaines, l'unité d'habitation des familles est la concession. Elle est formée par un ensemble de constructions généralement entouré par une clôture. Au minimum, la concession abrite un ménage constitué d'un homme avec une ou plusieurs épouses et leurs enfants. Parfois, des frères ou des fils de l'homme y habitent également avec leurs épouses et leurs enfants. Traditionnellement, la concession est l'unité économique dont la direction est assurée par le chef de la concession. C'est généralement à l'homme le plus vieux de la concession qu'est réservée cette position.

La grande majorité des concessions cultivent plusieurs parcelles de terre à la fois. Certaines de ces parcelles sont dites des champs familiaux et d'autres des champs personnels. Tous les membres de l'unité de production doivent travailler sur les champs familiaux puisque leurs récoltes sont destinées à la consommation et aux obligations familiales. Les opérations agricoles et la disposition des récoltes des champs familiaux sont toutefois sous l'autorité du chef de l'unité de production. Après s'être acquittés de leurs tâches sur les champs familiaux, les femmes et les hommes adultes, à l'exception du chef de l'unité de production, cultivent également leurs champs personnels. Les récoltes des champs personnels appartiennent à leur cultivateur. Il est à noter que les terres agricoles appartiennent aux hommes. Les femmes n'ont que des droits d'usufruit temporaires sur des parcelles qui appartiennent généralement à leur époux ou à leur beau-père. Les femmes de la concession remplissent toutes les tâches ménagères. Très tôt, vers l'âge de 5 ans, les petites filles aident leur mère aux travaux domestiques et agricoles.

Le mariage est avant tout considéré comme un accord entre deux familles, plutôt qu'entre deux individus. Non seulement le mariage doit recevoir la bénédiction des deux familles, mais le couple ne pourra éventuellement divorcer sans l'accord des deux familles. Les femmes ont peu d'influence sur les décisions relatives à leur mariage. D'ailleurs, les mariages sont parfois arrangés lorsqu'elles sont encore très jeunes. Les femmes se marient entre 16 et 18 ans, alors que les hommes se marient un peu plus tard, entre 25 et 30 ans. Il existe trois types de mariages : le mariage coutumier, le mariage religieux (musulman et catholique) et le mariage civil. Chacune de ces unions est assortie de certaines normes. Les mariages coutumiers, qui sont de loin les plus

1. La littérature anthropologique qui traite de l'organisation familiale des Mossis date des années 1970 et 1980. À certains égards, elle semble dépassée, car les mœurs des populations urbaines, mais aussi rurales, ont été fortement affectées par leur contact avec la culture occidentale au cours des dernières années. Les principales références sont Lallemand (1977), Rookhuizen (1986) et Rohatynskij (1988).

communs, n'imposent aucune restriction sur le nombre de femmes qu'un homme peut épouser. Le mariage musulman limite quant à lui le nombre d'épouses à quatre, alors que le mariage catholique et le mariage civil n'autorisent qu'une seule épouse. Dans les faits, il est fréquent de rencontrer un homme de religion catholique qui a opté pour le mariage coutumier plutôt que le mariage catholique afin de pouvoir épouser plus d'une femme. La polygamie est en effet très fréquente chez les Mossis, surtout dans les villages où certains hommes âgés ont jusqu'à six épouses. Il est aussi très commun de voir des couples cumuler plus d'un type de mariage.

2.2. Facteurs de distribution au Burkina Faso

Comme il a été mentionné à la première section, l'influence des facteurs de distribution sur la prise de décisions peut s'interpréter comme le résultat de leur effet sur le pouvoir de négociation et de persuasion des membres du ménage. Le pouvoir de négociation d'un membre est souvent conçu comme étant lié à son point de menace, c'est-à-dire à la situation dans laquelle il se retrouverait en cas de désaccord. Intuitivement, plus le bien-être auquel il peut aspirer dans cette situation est faible, tout en étant constant par ailleurs, plus il a à gagner d'une entente. Il sera par conséquent prêt à faire des concessions, et son pouvoir de négociation sera d'autant plus faible. La recherche de variables influençant le point de menace des membres du ménage, sans toutefois affecter les préférences et la contrainte budgétaire, apparaît donc comme une voie sensée pour identifier des facteurs de distribution potentiels.

Chez l'ethnie mossie, mais de façon générale en Afrique, il semble qu'un comportement non coopératif soit adopté par les conjoints lors de mésententes, du moins dans un premier temps. En cas de désaccord, il est typique pour l'homme de couper l'aide matérielle qu'il donne à sa femme. Elle, en revanche, réduira la quantité et la qualité des « services » qu'elle lui rend. Lorsqu'il y a un conflit, le mari « refusera de donner à sa femme des céréales, de l'argent et des cadeaux et il préférera une autre épouse. La femme à son tour refusera de remplir ses tâches ménagères et ses devoirs conjugaux. [...] La femme peut ainsi refuser de lui puiser de l'eau, de la lui chauffer, de laver ses habits et de lui donner de la nourriture qu'elle a elle-même produite ou achetée¹ ». Selon cette logique, plus un homme est dépendant des services rendus par sa femme, pire est son bien-être de réserve, et plus une femme est indépendante financièrement de son mari, meilleure est sa position de repli. Le nombre d'épouses du mari affecte assurément sa dépendance à l'égard de l'une ou l'autre. Néanmoins, il est fort probable que le nombre d'épouses, d'une part, découle des préférences du mari et, d'autre

1. Rookhuizen, *loc. cit.*, p. 59.

part, affecte la contrainte budgétaire du ménage par l'intermédiaire d'une augmentation de la main-d'œuvre familiale, ce qui disqualifie cette variable comme facteur de distribution. Du côté des épouses, le revenu d'une épouse en proportion du revenu familial est un facteur de distribution potentiel. Le revenu d'un individu doit être compris ici dans son sens large, c'est-à-dire incluant la valeur des récoltes des champs familiaux pour le chef de l'unité de production et la valeur des récoltes des champs personnels pour les autres adultes de l'unité de production.

Lorsque la situation devient insupportable entre l'homme et la femme, soit que l'homme chasse sa femme, soit qu'elle le quitte. Les circonstances sous lesquelles un couple pourra divorcer et le partage du patrimoine familial qui s'en suivra dépendent du type de mariage. Le mariage civil est plus avantageux pour l'épouse que le mariage traditionnel¹. Premièrement, les circonstances sous lesquelles les conjoints sont autorisés à divorcer sont les mêmes alors qu'elles sont beaucoup plus restreintes pour la femme dans un mariage coutumier. Deuxièmement, le régime matrimonial de base du mariage civil est la communauté de biens, alors que c'est la séparation de biens pour le régime coutumier². Le type de mariage pourrait donc influencer le pouvoir de négociation des époux, mais il est probablement endogène. De plus, puisque c'est une variable discrète, il ne nous permettrait pas d'utiliser les résultats présentés à la section précédente pour tester la rationalité collective. Les options disponibles pour une femme divorcée sont de retourner vivre chez ses parents ou de trouver un autre conjoint. L'indépendance financière d'une femme, le fait que ses parents soient encore vivants et le ratio homme-femme (comme proxy du marché du mariage) sont donc tous susceptibles d'influencer son bien-être en cas de séparation.

En plus de ces facteurs de distribution potentiels, la littérature anthropologique propose un certain nombre d'éléments qui semblent influencer le statut et le pouvoir des femmes mossies sans pour autant affecter leur point de menace. Deux de ces variables sont l'ancienneté du lien conjugal et le rang de l'épouse dans les ménages polygames. La pratique mossie, semblable en cela au reste de l'Afrique, est que les nouvelles épouses soient soumises à l'autorité des autres épouses du mari. Les coépouses « doivent se soumettre à une hiérarchie interne conditionnée par l'âge et l'ancienneté du lien conjugal : négligeable lorsque moins d'une décennie a séparé soit le moment de leurs naissances, soit celui de leurs unions, elle est perceptible au-delà. [...] la première femme, a autorité sur les autres³ ».

1. Il n'est pas clair cependant si le mariage religieux est plus ou moins avantageux que le mariage traditionnel.

2. Lallemand (1977) et Rookhuizen (1985).

3. Lallemand, *loc. cit.*, p.263.

En résumé, quelques-uns des facteurs de distribution pour la société mossie qui pourraient être utilisés pour tester la rationalité collective sont : l'indépendance financière des épouses (approchée par leur contribution relative au revenu familial), le marché du mariage (approché par le ratio homme-femme), l'écart d'âge entre les épouses, et l'écart dans l'ancienneté du lien conjugal¹.

3. LES DONNÉES

Les données que nous allons utiliser pour tester la rationalité collective des ménages bigames proviennent d'une enquête que Madame Dauphin a dirigée de janvier à mars 1999 au Burkina Faso sous les auspices du Centre canadien d'étude et de coopération internationale (CECI). L'objectif premier de cette enquête était de recueillir des données intraménages à la fois simples à mesurer et déterminantes pour la prise de décisions par les conjoints concernant les dépenses de consommation, l'allocation du temps et la fécondité.

3.1. L'enquête

Tous les facteurs de distribution proposés au chapitre précédent, ou l'information nécessaire pour les calculer, ont été recueillis, à l'exception du ratio homme-femme, qui aurait été trop complexe et coûteux à obtenir². Il s'agit du revenu du mari et de chacune de ses épouses ainsi que l'âge et l'ancienneté du lien conjugal de chacune d'elles. Puisque la plupart des ménages vivent de l'agriculture et que les enquêtes de production sont très laborieuses, nous avons préféré utiliser un indicateur du revenu permanent : les dépenses. Plus précisément, nous avons recueilli les dépenses et l'autoconsommation effectuées par chacun des conjoints à même son revenu et sa production agricole personnelle sur des produits alimentaires et non alimentaires. Les dépenses sur un certain nombre de biens assignables³ ont aussi été recueillies : les dépenses du ménage en vêtements et en coiffure pour le mari, pour chacune des épouses et pour leurs enfants respectifs.

La province du Passoré qui compte 300 000 habitants fut choisie pour l'enquête pour des raisons purement pratiques, le CECI y étant déjà bien établi et y ayant développé des liens de confiance. Les zones de dénombrement visitées dans cette province par l'Enquête prioritaire

1. Le rang des épouses ainsi que le fait que leurs parents soient vivants ne sont pas des variables continues, et sont donc abandonnées.

2. Il aurait fallu premièrement déterminer quel est le bon périmètre à considérer pour chacune des localités étudiées, et ensuite recenser ces périmètres puisque le dernier recensement remontait à 1991.

3. On dit d'un bien qu'il est assignable lorsqu'il est consommé par plusieurs membres dans le ménage, mais que la consommation individuelle est tout de même observée.

(EP) 1994-1995 furent retenues pour former la base de sondage des unités primaires de cette enquête. Sur les neuf zones potentielles, cinq furent retenues de façon à maximiser la diversité économique et sociale des zones tout en minimisant les coûts de transports : Dakiégré, Pelegtanga, Rallo, et les secteurs 1 et 5 de la ville de Yako.

Un recensement des ménages mariés a d'abord été effectué dans chacune des zones retenues. Seuls ceux respectant les deux critères suivants ont été conservés pour former les bases de sondage d'unités secondaires : (1) le chef du ménage ainsi que sa ou ses conjointes sont âgés de 70 ans ou moins; (2) sa ou ses conjointes habitent en permanence la concession. De chacune de ces bases de sondage, 125 ménages ont été choisis de façon aléatoire, sauf pour Dakiégré dont les 111 ménages ont tous été sélectionnés.

Au total, 611 ménages ont été retenus pour l'enquête. Pour des raisons d'absence ou d'incapacité, 59 ménages n'ont pas pu compléter leurs interviews, ce qui donne un taux de réponses de 90,3 %¹. Les questionnaires ont préalablement été testés par les enquêteurs sur une période de deux semaines auprès de ménages similaires à ceux devant être rencontrés. Les chefs de ménage ont toujours été interviewés par l'enquêteur, et les épouses ont généralement été interviewées par l'enquêtrice.

3.2. Caractéristiques de l'échantillon

Sur les 552 ménages constituant l'échantillon final, 117 ménages se sont révélés bigames, soit 21 % des ménages. Puisque les estimations portent exclusivement sur les ménages bigames, nous allons nous limiter aux caractéristiques de ces ménages, que nous rapportons au tableau 1. La première section indique que le mari est en moyenne plus âgé que la première épouse, elle-même plus âgée que la deuxième épouse. On remarque aussi que les hommes sont un peu moins scolarisés². La religion musulmane prédomine et l'ethnie mossie est largement majoritaire. De plus, comme on pouvait s'y attendre, la première épouse a en moyenne plus d'enfants que la deuxième.

1. Plus précisément, 46 ménages n'ont pas complété l'interview parce que le chef du ménage avait migré entre le moment du recensement des ménages et celui de l'enquête pour se trouver un travail temporaire. L'enquête s'est en effet déroulée pendant la saison sèche, au moment où les activités agricoles sont très faibles.

2. La variable de scolarité prend les valeurs 1 (n'a pas été à l'école) à 18 (collège terminé).

Tableau 1. – Statistiques descriptives des ménages bigames

Caractéristiques du ménage			Facteurs de distribution		
	Moyenne	Écart-type		Moyenne	Écart-type
Âge			Années de mariage		
Mari	48,77	11,36	Épouse 1	22,43	10,10
Épouse 1	41,48	11,12	Épouse 2	11,39	8,56
Épouse 2	30,75	8,66	Contribution relative		
Scolarité			m_1/m	17,10	9,70
Mari	1,29	1,64	m_2/m	17,49	10,47
Épouse 1	1,44	1,71			
Épouse 2	1,56	1,61			
Religion			<i>Variables endogènes</i>		
Musulmane	43,59			<i>Moyenne</i>	<i>Écart-type</i>
Animiste	41,88				
Catholique	14,53		Dépenses vêtements FCFA		
Ethnie (%)			Mari	5 473,50	11 667,52
Mossi	94,9		Épouse 1	8 511,97	8 885,89
Autres	5,1		Épouse 2	9 762,72	9 021,20
Nombre d'enfants			Dépenses coiffure FCFA		
Épouse 1	4,80	2,34	Mari	314,79	527,46
Épouse 2	3,09	2,15	Épouse 1	241,67	602,40
			Épouse 2	464,22	1 204,36

La seconde section porte sur les facteurs de distribution. Le revenu des épouses en proportion du revenu familial s'élève à un peu plus de 17 % en moyenne dans les deux cas. Il y a en moyenne 10 années d'écart dans l'ancienneté du lien conjugal des deux épouses, et un écart équivalent dans l'âge.

De toutes les demandes, il est probable que ce soient celles portant sur des biens assignables qui sont les plus susceptibles de révéler les différences de préférences entre les conjoints et le jeu de leur négociation. *A priori*, un facteur de distribution qui favorise un certain membre devrait avoir un impact positif non négligeable sur les biens qui lui sont assignés. L'enquête nous a fourni de l'information sur six biens assignables : les dépenses du ménage en vêtements et en coiffure pour le mari et pour chacune des épouses. La troisième section du tableau 3 présente les dépenses moyennes sur ces articles.

4. LES TESTS EMPIRIQUES

Nous avons vu précédemment que les résultats des théorèmes 1 et 2 fournissent des tests de rationalité collective lorsque $K \geq I + 1$ et $N > I + 1$. En pratique toutefois, seulement $K^o(\leq K)$ facteurs de distribution et $N^o(\leq N)$ demandes sont observés. Il est tout de même

possible de tester la rationalité collective si $K^o \geq I + 1$ et $N^o \geq I + 1$ pour $N^o < N$ ou $N^o > I + 1$ pour $N^o = N^1$. Dans le cas de ménages bigames, en supposant que les trois époux influencent les décisions, il suffit d'observer trois demandes et trois facteurs de distribution pour pouvoir effectuer les tests. En première étape, nous avons ainsi estimé un sous-système de trois demandes assignables et vérifié que nos trois facteurs de distribution les influençaient². Les trois demandes en question concernent les vêtements du mari, les vêtements de la deuxième épouse, ainsi que la coiffure de la deuxième épouse³.

Nous avons retenu la forme fonctionnelle Working-Leser suivante pour nos demandes :

$$x_n = z_n \delta_n + \rho_n m + \theta_n m \log m + \alpha_n (m_1 / m) + \beta_n (m_2 / m) + \gamma_n \Delta, \quad (11)$$

où x_n désigne les dépenses du ménage sur le bien n , m_i/m est la contribution relative de l'épouse i au revenu du ménage avec $i = 1, 2$, et Δ est l'écart d'ancienneté du lien conjugal. Le vecteur z_n contient les facteurs de préférences et δ_n est un vecteur de dimension appropriée. Afin de prendre en compte l'hétéroscédasticité et la corrélation à l'intérieur des ménages, nous avons opté pour la méthode des moments généralisés avec information complète.

Les résultats de l'estimation sont présentés au tableau 2. Lorsqu'elles ont une influence significative, les localités de Dakiégré, de Pelegtanga et le secteur 1 de Yako affectent positivement les dépenses par rapport au secteur 5 de Yako. Par contre, la religion n'a pas d'impact significatif sur les trois dépenses. L'âge du mari n'a pas d'effet sur les dépenses en vêtements qui lui sont destinées, contrairement à l'âge de la deuxième épouse qui a une influence négative sur les dépenses pour ses vêtements et sa coiffure. Étonnamment, le nombre de jeunes enfants est sans effet sur les dépenses en vêtements du mari, mais a un effet négatif sur les dépenses destinées à la deuxième épouse. Enfin, les dépenses en vêtements pour le mari augmentent rapidement avec le revenu du ménage, alors que les dépenses pour la deuxième épouse diminuent lentement.

1. Lorsque $N^o < N$, la loi de Walras ne tient pas lorsque le sous-système de demandes est estimé. C'est pourquoi les résultats (7) à (10) constituent un test de rationalité collective même si $N^o = I + 1$.

2. En raison de la petite taille de l'échantillon, il s'est en fait avéré impossible d'estimer simultanément plus de trois demandes de façon satisfaisante.

3. Nous avons utilisé ces trois demandes, car ce sont elles qui réagissent le plus aux trois facteurs de distribution.

Tableau 2. – Estimation MMG des demandes non conditionnelles

Variables	Vêtement mari		Vêtement épouse 2		Coiffure épouse 2	
Localité						
Dakiégré	6,776*	(1,617)	3,002*	(1,159)	-0,144	(0,147)
Pelegtanga	7,246*	(1,577)	3,412*	(1,030)	0,275	(0,146)
Rallo	2,606	(1,568)	-2,259	(1,208)	0,018	(0,164)
Secteur 1 Yako	13,418*	(2,736)	-2,260	(1,313)	0,300*	(0,152)
Religion						
Musulmane	-0,378	(0,908)	1,056	(1,049)	-0,124	(0,115)
Catholique	0,938	(1,042)	-0,432	(1,320)	0,244	(0,162)
Âge						
Mari	0,533	(0,447)				
Épouse 2			-0,161*	(0,053)	-0,034*	(0,006)
Jeunes enfants						
Épouse 1	0,623*	(0,201)				
Épouse 2	-0,030	(0,288)	-0,577*	(0,222)	-0,053*	(0,028)
Grands enfants						
Épouse 1	-0,262	(0,280)				
Épouse 2	-0,566	(0,475)	-1,626*	(0,388)	0,025	(0,041)
<i>M</i>	-1,583	(2,382)	10,879*	(1,440)	1,350*	(0,211)
<i>mlog(m)</i>	2,770*	(1,343)	-3,521*	(0,659)	-0,525*	(0,096)
Facteurs de distribution						
m_1/m	-5,724	(9,900)	-24,821*	(5,782)	-1,171	(0,676)
m_2/m	-21,252*	(7,911)	15,358*	(6,221)	0,073	(0,639)
Écart entre les mariages	-0,153*	(0,068)	-0,108*	(0,045)	-0,024*	(0,005)
Valeur de la fonction	59,795					

Note : Le nombre entre parenthèses représente l'erreur standard asymptotique. Les coefficients sont assortis d'un astérisque lorsqu'ils sont significativement différents de zéro pour un niveau de confiance de 95 %.

La deuxième partie du tableau 2 rapporte l'estimation des paramètres pour les facteurs de distribution. La majorité des paramètres sont significatifs et ont l'effet attendu. Conformément à la discussion de la section 2, on s'attendait effectivement à ce que les contributions relatives des épouses au revenu familial aient un effet négatif sur les dépenses en vêtements pour le mari, que la contribution relative de la première épouse ainsi que l'écart d'ancienneté du lien conjugal aient une influence négative sur les dépenses pour la deuxième épouse et finalement que la contribution relative de la deuxième épouse ait un impact positif sur les dépenses qui lui sont destinées. Les coefficients élevés associés aux contributions relatives des épouses suggèrent qu'ils sont des facteurs de distribution très importants.

4.1. Test des résultats du théorème 1

Nous allons maintenant tester la rationalité collective à partir des résultats du théorème 1 sous l'hypothèse qu'il y a 3 décideurs ($J = 1$). Le théorème 1 prédit dans un premier temps que toutes les demandes ne dépendant pas de y_I sont ou bien indépendantes des deux autres facteurs de distribution, ou bien dépendantes des mêmes facteurs de distribution. Pour un y_I donné, le résultat (7) constituera donc un test de rationalité collective seulement si deux des demandes lui sont insensibles. Selon le tableau 2, ces conditions ne sont remplies qu'avec $y_I \equiv m_1/m$ pour un niveau de confiance de 95 %. Or, les deux demandes qui sont insensibles, c'est-à-dire les dépenses en vêtements pour le mari et en coiffure pour la deuxième épouse, sont dans le premier cas influencées par les deux facteurs de distribution restants, et dans le second cas seulement influencées par l'écart d'ancienneté du lien conjugal. Cela devrait donc nous conduire à rejeter le résultat (7). En y regardant de plus près toutefois, on note que les dépenses en coiffure pour la deuxième épouse sont sensibles à m_1/m pour un niveau de confiance de 91,5 %. Si nous excluons cette dépense, le résultat (7) ne peut plus servir à tester la rationalité collective.

Le théorème 1 prédit dans un deuxième temps que toutes les demandes dépendant de y_I deviennent à leur tour, lorsqu'elles sont conditionnées sur l'une d'entre elles, ou bien insensibles aux deux autres facteurs de distribution, ou bien sensibles aux mêmes facteurs de distribution qui affectent les autres demandes conditionnelles. Pour un y_I donné, le résultat (8) constituera donc un test de rationalité collective seulement si les trois demandes lui sont sensibles. Selon le tableau 2, ces conditions ne sont remplies qu'avec $y_I \equiv \Delta$. Chaque demande peut alors tenir lieu de x_1 et être inversée avec Δ de façon à être substituée dans les deux autres demandes, ce qui nous fournit trois spécifications pour tester le résultat (8). Il est important de noter que le choix de x_1 sur lequel les deux autres demandes sont conditionnées n'influencera pas le résultat du test¹. De plus, soulignons que l'estimation de ce sous-système conditionnel soulève un problème d'identification puisque x_1 est endogène. Néanmoins, puisque le nombre de variables exclues y_1 est égal au nombre de variables endogènes incluses x_1 (c'est-à-dire égal à $I - 1$), le critère d'ordre pour une identification exacte dans un modèle linéaire est satisfait.

Les résultats de l'estimation sont reproduits au tableau 3. Les trois spécifications pour les demandes conditionnelles sont présentées en colonnes alors que la spécification pour la demande « conditionnante »

1. La raison est que si les résultats des théorèmes 1 et 2 sont respectés pour un choix donné de x_1 et y_1 , ils le seront aussi pour n'importe quel autre choix de x_1 et y_1 qui satisfont les conditions de régularité, et ce, sans égard à la rationalité collective.

est indiquée dans la dernière partie du tableau. La première colonne rapporte l'estimation des dépenses en vêtements pour le mari et la deuxième épouse conditionnellement aux dépenses en coiffure pour la deuxième femme. Soulignons d'abord que les effets de la variable $m \log m$ et de plusieurs variables démographiques sur les dépenses en vêtements pour le mari ont perdu leur significativité par rapport à l'estimation non conditionnelle. Les contributions relatives des épouses sont hautement significatives dans les deux équations, à l'exception de m_1/m dans la première équation, mais qui est tout de même significatif à 93,5 %. Ces coefficients demandent une interprétation particulière. En effet, puisque les demandes sont conditionnées sur les dépenses en coiffure pour la deuxième épouse, les facteurs m_1/m et m_2/m doivent s'ajuster aux variations de Δ de façon à maintenir la demande conditionnante inchangée. Selon cette première spécification, et en considérant m_1/m significatif dans la première équation, le résultat (8) du théorème 1 n'est pas rejeté.

Dans la seconde spécification, les dépenses en vêtements pour le mari et en coiffure pour la deuxième femme sont conditionnées sur les dépenses en vêtements pour la deuxième épouse. Certains des paramètres ont perdu leur significativité, notamment les variables m et $m \log m$ dans l'équation de la coiffure, mais lorsqu'ils sont significatifs, les paramètres estimés sont similaires à ceux des demandes non conditionnelles. La principale différence avec la spécification précédente est que m_1/m n'est plus du tout significatif dans les deux équations. En conséquence, le résultat (8) n'est également pas rejeté avec la seconde spécification.

La dernière spécification présente les résultats de l'estimation des dépenses en vêtements et en coiffure pour la femme conditionnellement aux dépenses en vêtements pour le mari. Certains paramètres ne sont plus significatifs dans l'équation pour les dépenses en vêtements et d'autres qui ne l'étaient pas le sont devenus. Les variables m_1/m et m_2/m sont hautement significatives dans la première équation et sont respectivement significatives à 91,5 % et 93,5 % dans la seconde équation. Si l'on accepte un niveau de confiance de 90 %, la troisième spécification ne rejette pas la rationalité collective selon le résultat (8) du théorème 1.

Tableau 3. – Tests du théorème 1 – Estimation MMG des demandes conditionnelles

Variables	Spécification n° 1		Spécification n° 2		Spécification n° 3	
	Vêtements mari	Vêtements épouse 2	Vêtements mari	Coiffure épouse 2	Vêtements épouse 2	Coiffure épouse 2
LOCALITÉ						
Dakiégré	0,608 (1,076)	3,390* (0,977)	8,061* (2,642)	0,490 (0,274)	1,120 (1,330)	-0,332* (0,151)
Pelegtanga	-1,492 (1,247)	2,788* (1,071)	6,753* (2,378)	0,535* (0,225)	0,856 (1,250)	-0,054 (0,141)
Rallo	-2,232 (1,147)	-4,020* (1,058)	5,750* (2,055)	0,831* (0,211)	-2,383* (1,069)	0,015 (0,136)
Sect. 1 Yako	2,434 (1,363)	-1,440 (1,011)	13,887* (2,905)	0,757* (0,179)	-7,036* (1,682)	-0,347 (0,212)
RELIGION						
Musulmane	-2,657* (0,935)	3,647* (0,777)	0,278 (1,247)	0,217 (0,158)	2,218* (0,692)	0,031 (0,084)
Catholique	-0,506 (0,722)	0,588 (1,028)	1,376 (1,083)	0,282* (0,136)	0,333 (1,041)	0,221 (0,120)
ÂGE						
Mari	0,540 (0,384)		0,399 (0,525)			
Épouse 2		-0,295* (0,057)		-0,016* (0,007)	-0,294* (0,054)	-0,024* (0,006)
JEUNES ENFANTS						
Épouse 1	0,952* (0,282)		0,260 (0,227)			
Épouse 2	0,0215 (0,183)	0,057 (0,189)	0,153 (0,274)	-0,042 (0,036)	-0,396* (0,197)	-0,063* (0,022)
GRANDS ENFANTS						
Épouse 1	-0,260 (0,150)		-0,212 (0,296)			
Épouse 2	-0,094 (0,231)	-0,574 (0,348)	-0,083 (0,400)	0,101* (0,041)	-0,591 (0,367)	0,034* (0,033)
<i>m</i>	0,724 (2,061)	6,525* (1,155)	-5,961 (3,221)	0,090 (0,188)	9,027* (1,185)	0,863* (0,152)
<i>m</i> log(<i>m</i>)	-0,276 (0,942)	-2,272* (0,490)	3,631* (1,622)	-0,087 (0,078)	-3,546* (0,585)	-0,387* (0,076)
FACTEURS DE DISTRIBUTION						
<i>m</i> ₁ / <i>m</i>	-5,395 (2,888)	-11,352* (4,622)	-5,673 (5,229)	-0,593 (0,694)	-8,809* (3,376)	-0,685 (0,393)
<i>m</i> ₂ / <i>m</i>	-10,848* (3,440)	36,972* (4,037)	-13,761* (5,529)	-1,224* (0,542)	30,183* (3,993)	0,735 (0,393)
DEMANDES CONDITIONNELLES						
Vêtements mari					0,348* (0,036)	0,036* (0,004)
Vêtements épouse 2			0,543* (0,106)	0,066* (0,009)		
Coiffure épouse 2	5,966* (1,052)	2,512* (0,515)				
Valeur de la fonction	42,613		40,465		48,136	

Note : Le nombre entre parenthèses représente l'erreur standard asymptotique. Les coefficients sont assortis d'un astérisque lorsqu'ils sont significativement différents de zéro pour un niveau de confiance de 95 %.

4.2. Test des résultats du théorème 2

Nous allons maintenant tester les résultats du théorème 2 sous l'hypothèse qu'il y a trois preneurs de décisions. Le premier résultat du théorème 2 nous dit alors que toutes les demandes qui ne dépendent pas de y_1 (un vecteur de dimension $J=2$), ne dépendent pas non plus des autres facteurs de distribution. Selon le deuxième résultat du théorème 2, toutes les autres demandes, c'est-à-dire celles réagissant à y_1 , deviennent à leur tour, lorsqu'elles sont conditionnées sur l'une d'entre elles, insensibles à y_2 . Afin de tester les résultats du théorème 2, nous devons d'abord nous assurer que les conditions du lemme 1 sont satisfaites pour au moins deux demandes. Elles le seront si le Jacobien de deux des demandes par rapport à deux des facteurs de distribution possède un déterminant non nul. Nous avons donc calculé le déterminant de tous les Jacobiens de dimension 2 pouvant être construits à partir des demandes non conditionnelles. Pour vérifier si les déterminants étaient différents de zéro, nous avons utilisé un test du ratio de vraisemblance où H_0 s'exprime comme une restriction non linéaire sur les coefficients de la matrice Jacobienne. Les résultats pour chacun des Jacobiens sont reproduits au tableau 4. Les deux premières colonnes indiquent pour quelles demandes et quels facteurs de distribution le test est effectué. La valeur de P et la statistique χ^2 sont rapportées dans les deux colonnes suivantes. Il ressort que le lemme 1 est rejeté avec un niveau de confiance de 95 % pour trois des combinaisons, soit la troisième, la quatrième et la septième. Pour chacune des six autres combinaisons, le Jacobien est non singulier, de sorte qu'il est possible d'inverser les deux demandes sur les deux facteurs de distribution en question et de les substituer dans la demande restante. Cela nous offre six spécifications pour tester les résultats du théorème 2. Notons tout de suite que le résultat (9) ne peut être testé sur aucune de ces spécifications, puisque pour chacune d'elles la demande restante réagit toujours significativement (c'est-à-dire avec un niveau de confiance de 93,5 % et plus) à au moins un des éléments de y_1 .

Tableau 4. – Tests du lemme 1 avec $J=2$ – Estimation MMG de x_1 , $H_0 : |D_{y_1} x_1| = 0$

x_1	y_1	χ^2	Valeur de P
Vêtements mari, vêtements épouse 2	$m_1/m, m_2/m$	7,32	0,007
Vêtements mari, coiffure épouse 2	$m_1/m, m_2/m$	5,26	0,022
Vêtements mari, vêtements épouse 2	m_1/m , écart d'anc. du mariage	3,03	0,082
Vêtements mari, coiffure épouse 2	m_1/m , écart d'anc. du mariage	0,04	0,842
Vêtements épouse 2, coiffure épouse 2	$m_1/m, m_2/m$	7,07	0,008
Vêtements épouse 2, coiffure épouse 2	m_1/m , écart d'anc. du mariage	7,19	0,007
Vêtements mari, vêtements épouse 2	m_2/m , écart d'anc. du mariage	0,87	0,350
Vêtements épouse 2, coiffure épouse 2	m_2/m , écart d'anc. du mariage	4,96	0,026
Vêtements mari, coiffure épouse 2	m_2/m , écart d'anc. du mariage	6,89	0,009

Tableau 5. – Tests du théorème 2 – Estimation MMG des demandes conditionnelles

Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
	Vêtement mari	Vêtement mari	Vêtement épouse 2	Coiffure épouse 2	Coiffure épouse 2	Coiffure épouse 2
LOCALITÉ						
Dakiégré	4,563* (2,267)	6,249* (2,240)	2,064 (1,938)	-0,359* (0,171)	-0,378* (0,185)	-0,388* (0,177)
Pelegtanga	3,397 (2,253)	4,252 (2,353)	1,024 (1,959)	-0,012 (0,189)	-0,044 (0,202)	-0,008 (0,192)
Rallo	2,927 (1,926)	2,554 (1,984)	-2,274 (1,831)	0,234 (0,192)	0,236 (0,197)	0,235 (0,191)
Sect., 1 Yako	8,031* (3,549)	6,841 (3,639)	-4,288 (2,609)	0,124 (0,231)	0,080 (0,245)	0,166 (0,244)
RELIGION						
Musulmane	-0,135 (1,577)	0,543 (1,499)	0,408 (1,443)	-0,102 (0,150)	-0,079 (0,148)	-0,168 (0,168)
Catholique	1,673 (1,615)	0,809 (1,484)	-0,831 (1,627)	0,033 (0,149)	0,069 (0,129)	-0,020 (0,152)
ÂGE						
Mari	0,277 (0,783)	-0,244 (0,727)				
Épouse 2			-0,203* (0,101)	-0,018* (0,009)	-0,016 (0,010)	-0,022* (0,009)
JEUNES ENFANTS						
Épouse 1	0,189 (0,428)	0,053 (0,413)				
Épouse 2	0,143 (0,351)	-0,086 (0,365)	0,283 (0,358)	-0,063* (0,031)	-0,071 (0,037)	-0,065* (0,032)
GRANDS ENFANTS						
Épouse 1	-0,139 (0,377)	-0,021 (0,388)				
Épouse 2	0,336 (0,493)	-0,313 (0,567)	-0,388 (0,552)	0,073 (0,046)	0,071 (0,049)	0,072 (0,048)
M	-2,577 (3,741)	-1,028 (4,227)	8,022* (2,171)	0,546* (0,222)	0,506* (0,204)	0,691* (0,238)
$m\log(m)$	1,820 (1,913)	1,399 (2,107)	-3,113* (1,037)	-0,244* (0,103)	-0,225* (0,096)	-0,288* (0,106)
FACTEURS DE DISTRIBUTION						
m_1/m		-11,107 (10,088)	3,217 (10,286)		-0,235 (0,928)	
m_2/m	-21,508 (12,623)			-0,188 (0,942)		
Écart mariages						-0,011 (0,008)
DEMANDES CONDITIONNELLES						
Vêtements mari			0,246* (0,077)	0,019* (0,008)	0,018* (0,008)	0,017* (0,008)
Vêtements épouse 2	0,499* (0,215)	0,321 (0,183)		0,037* (0,016)	0,040* (0,017)	0,036* (0,015)
Coiffure épouse 2	1,115 (1,885)	1,186 (1,833)	2,857 (1,461)			
Valeur de la fonction	18,079	17,795	27,231	14,702	15,504	14,154

Le tableau 5 présente le test du résultat (10) avec les six spécifications. Les différentes demandes conditionnelles sont présentées en colonnes alors que le facteur de distribution restant et les demandes conditionnantes sont indiqués dans la dernière partie du tableau. Soulignons d'abord que les paramètres estimés, lorsqu'ils sont significatifs, se rapprochent de ceux obtenus pour les demandes non conditionnelles. De plus, presque tous les paramètres associés aux demandes conditionnantes sont significatifs, ce qui n'est pas surprenant puisqu'ils résument l'influence des facteurs de distribution sur les demandes non conditionnelles, laquelle s'est révélée très importante (tableau 2). Enfin, et plus important, il ressort que pour chacune des six spécifications, le seul facteur de distribution restant n'a pas d'effet significatif. Ce qui nous amène donc à ne pas rejeter le résultat (10).

4.3. Test du corollaire 1

Selon le corollaire 1, sous l'hypothèse de rationalité collective le nombre de décideurs correspond au plus petit nombre de biens sur lesquels les demandes réagissant aux facteurs de distribution doivent être conditionnées pour que l'effet des facteurs de distribution restant disparaisse, plus un. Les résultats présentés au tableau 3 démontrent que le conditionnement des demandes sur une demande seulement n'est pas suffisant pour faire disparaître l'effet des facteurs de distribution restants. Puisque l'effet des facteurs de distribution disparaît lorsqu'on conditionne sur deux demandes comme cela est démontré au tableau 5, on doit conclure qu'il y a $2 + 1 = 3$ décideurs dans les ménages bigames.

CONCLUSION

Cette étude explore la rationalité collective des ménages comportant potentiellement plus de deux décideurs dans un contexte où des facteurs de distribution sont observés. Deux résultats théoriques fournissant des restrictions falsifiables de la rationalité collective sont dérivés dans un premier temps. Le premier théorème fournit un résultat original, alors que le second est une généralisation d'un résultat précédemment obtenu par Bourguignon *et al.* (1995). Un test du nombre de décideurs est également proposé lorsqu'on suppose la rationalité collective. Ces différents résultats sont par la suite testés sur des ménages bigames du Burkina Faso à partir d'une enquête menée par M^{me} Dauphin de janvier à mars 1999. Les tests ne rejettent pas la rationalité collective. Les données indiquent également que les trois époux influencent la prise de décisions.

Cette étude ainsi que celle de Dauphin *et al.* (2004a) constituent les premières tentatives de tester la rationalité collective des décisions de consommation avec des ménages comportant potentiellement plus de

deux décideurs. Les tests de Dauphin *et al.* (2004a) portaient sur des couples britanniques vivant avec un enfant de 16 ans et plus, alors qu'ils concernent ici des ménages polygames d'un pays extrêmement pauvre.

Les résultats empiriques de cette étude font peser un peu plus lourdement l'évidence empirique contre le modèle unitaire. L'existence même de facteurs de distribution est incohérente avec le modèle unitaire. Ils allongent aussi un peu plus la liste des résultats en faveur du modèle collectif, du moins pour les décisions de consommation et de loisir. Le nombre de tests empiriques de la rationalité collective effectués dans des pays en développement demeure cependant bien trop faible et devrait recevoir un intérêt particulier, car les implications du modèle collectif relativement à la lutte contre la pauvreté sont très différentes de celles du modèle unitaire.

En premier lieu, contrairement au modèle unitaire, l'approche de rationalité collective prédit que l'impact d'un transfert sur le bien-être des membres d'un ménage dépendra de l'identité du bénéficiaire. En second lieu, non seulement l'identité du bénéficiaire est-elle importante, mais la « réponse » des non-bénéficiaires doit aussi être prise en compte. Enfin, dans un cadre de rationalité collective, il est possible de modifier l'affectation des ressources à l'intérieur des ménages non seulement à travers des changements de prix comme pour le modèle unitaire, mais également à travers des modifications du pouvoir de négociation des différents membres. Le droit des femmes à posséder des terres et à recevoir un héritage, les politiques de support à la famille, les lois sur les divorces et sur la garde des enfants, les politiques de taxation, *etc.*, sont autant d'exemples où le gouvernement peut intervenir pour tenter de changer la balance du pouvoir dans le ménage et ainsi réduire l'inégalité qui sévit à l'intérieur des ménages de nombreux pays en développement, et par conséquent, alléger la pauvreté des plus démunis.

BIBLIOGRAPHIE

- Becker G., *A Treatise on the Family*, Harvard University Press, 1981.
- Bourguignon F., Browning M. et Chiappori P.-A., « The Collective Approach to Household Behaviour », *Cahier de recherche*, n° 95-04, DELTA, 1995.
- Browning M. et Chiappori P.-A., « Efficient Intrahousehold Allocations : A General Characterization and Empirical Tests », *Econometrica*, vol. 66, n° 6, 1998, p. 1241-1278.
- Chiappori P.-A., « Rational Household Labor Supply », *Econometrica*, vol. 56, n° 1, 1988, p. 63-90.
- Chiappori P.-A. et Ekeland, I., « The Micro Economics of Group Behavior: General Characterization », *Cahier de recherche*, Chicago University, 2002.
- Chiappori P.-A., Fortin B. et Lacroix G., « Marriage Market, Divorce Legislation and Household Labor Supply », *Journal of Political Economy*, vol. 110, n° 1, 2002, p. 37-72.

- Chiappori P-A. et Donni O., « Les modèles non-unitaires de comportement du ménage : un survol de la littérature », *Actualité économique : Revue d'analyse économique*, 2005, à paraître.
- Dauphin A., « *Rationalité collective des ménages comportant plusieurs membres : résultats théoriques et applications au Burkina Faso* », thèse de doctorat en économie, Université Laval, 2003.
- Dauphin A. et al., « Choix de consommation des ménages en présence de plusieurs décideurs », *Actualité économique : Revue d'analyse économique*, 2004a.
- Dauphin A., Fortin B. et Lacroix G., « A Test a Collective Rationality within Bigamous Households », *Cahier de recherche*, CIRPÉE, Université Laval, 2004b.
- Dauphin A., El Lahga A., Fortin B., Lacroix G., « Choix de consommation des ménages en présence de plusieurs décideurs », *Actualité Économique* (2005) (à paraître).
- Fortin B. et Lacroix G., « A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply », *Economic Journal*, vol. 107, n° 443, 1997, p. 933-953.
- Haddad L. et Kanbur R., « Public Employment Schemes and Intrahousehold Inequality », *Cahier de recherche*, IFPRI, Washington D.C., 1991.
- Hoddinott J., Alderman H. et Haddad L., « Testing Competing Models of Intrahousehold Allocation », in L. Haddad, J. Hoddinott et H. Alderman, *Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries*, Baltimore, Johns Hopkins University Press, 1997, p. 129-141.
- Lallemand S., *Une famille Mossi*, Recherche voltaïque, Paris, Ouagadougou, CNRS-CVRS, 1977.
- Lundberg S. et Pollak R., « Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market », *Journal of Political Economy*, vol. 101, p. 988-1010.
- Manser M. et Brown M., « Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis », *International Economic Review*, vol. 21, n° 1, 1980, p. 31-44.
- McElroy M.B., « Empirical Content of Nash-Bargained Household Behavior », *Journal of Human Resources*, vol. 25, n° 4, 1990, p. 559-583.
- McElroy M.B. et Horney M.J., « Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand », *International Economic Review*, vol. 22, n° 2, 1981, p. 33-349.
- Programme des Nations Unies pour le développement (PNUD), *Rapport sur le développement humain*, 2001.
- Rohatynskyj M., « Women's Virtue and the Structure of the Mossi Zaka », *CJAS/RCEA*, vol. XXII, n° 3, 1988, p. 528-551.
- Rookhuizen M., *Femmes de Rana : les besoins et possibilités des femmes d'un village Mossi au Burkina Faso*, Burkina Faso, Femmes et développement, 1986.
- Samuelson P., « Social indifference curves », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 66, 1956, p. 467-482.

This page intentionally left blank

IV. REDISTRIBUTION ET PAUVRETÉ



This page intentionally left blank

RÉFORMES FISCALES ET RÉDUCTION DE LA PAUVRETÉ : APPLICATION SUR LES DONNÉES TUNISIENNES

Sami Bibi¹
Jean-Yves Duclos^{2,3}

Il est d'usage de maximiser une fonction de bien-être social de type Bergson-Samuelson sous une contrainte de revenu fiscal pour le gouvernement lorsqu'il est question de réformer les taxes indirectes en vigueur⁴. Cette approche a contribué aux développements de la théorie de la taxation optimale. L'un des ingrédients de base de cette théorie est le ratio coût-bénéfice. Celui-ci incorpore un arbitrage entre les critères d'efficacité économique et d'équité sociale. Le premier critère rend compte de la réaction des agents économiques suite à la modification de la structure de taxation indirecte ; le second tient compte d'un jugement de valeur sur la manière selon laquelle les pertes et les gains individuels doivent être pondérés pour capter les effets redistributifs de la réforme.

La littérature récente relative au bien-être social est davantage tournée vers le bien-être du segment pauvre de la population⁵, ce qui nous amène à l'idée de la minimisation d'un indice de pauvreté sous la contrainte d'un revenu fiscal pour le gouvernement. Dans plusieurs pays en développement, les transferts directs au profit des moins nantis de la population sont souvent contraints par le manque de données sur la distribution du bien-être, données nécessaires pour mettre en œuvre ces transferts directs de façon efficace. La réalité de ces pays a rendu incontournable, comme outil de redistribution, le système de transfert indirect, notamment à travers des taxes indirectes négatives (des sub-

1. CIRPÉE et Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Tunis. Campus Universitaire, Boul. 7 nov., El Manar, C.P. 2092, Tunis.

2. Département d'économique et CIRPÉE, Pavillon DeSève, Université Laval, Québec, Canada, G1K 7P4.

3. Nous remercions le CIRPÉE, le CRSH, la Chaire canadienne des politiques sociales et des ressources humaines, le FQRSC, ainsi que le programme PEP du CRDI pour leur soutien financier.

4. Voir, par exemple, Diamond (1975) et Ahmad et Stern (1984).

5. À ce sujet, voir Atkinson (1987) pour une discussion sur l'usage d'une mesure de pauvreté en tant que fonction de bien-être social.

ventions). Dès lors, la recherche d'une structure de taxes indirectes permettant d'atteindre les objectifs de l'efficacité économique et de l'allègement de la pauvreté devient l'une des pièces maîtresses de la stratégie de lutte contre la pauvreté.

Il est désormais admis, toutefois, que les indices de pauvreté sont, dans une large mesure, arbitraires. Les comparaisons cardinales de pauvreté nous amènent cependant à sélectionner un indice parmi plusieurs disponibles. Ces comparaisons conduisent également à utiliser un seuil de pauvreté dont les procédures d'estimation sont toujours entachées de difficultés d'ordres éthique et statistique. Les voies de réformes fiscales déduites à travers la minimisation d'un indice et de seuil de pauvreté donnés risquent donc d'être arbitraires et peu robustes¹. L'objectif principal du présent texte est de démontrer qu'il est possible de réduire le caractère arbitraire d'une telle démarche. Nous proposons donc une méthodologie permettant de trouver des réformes fiscales qui réduisent la pauvreté pour un large choix de seuils et d'indices de pauvreté.

Pour atteindre cet objectif, nous prolongeons les travaux de Bibi (2001) et Duclos *et al.* (2002). D'une part, contrairement à Duclos *et al.* (2002), nous nous servons des estimations des élasticités de demande afin d'évaluer l'efficacité marginale de la variation des différentes taxes à la consommation ; ce qui nous permet de tenir compte des critères d'efficacité économique dans la recherche des voies de réforme. D'autre part, contrairement à l'approche de Bibi (2001), laquelle est basée sur des indices de pauvreté prédéterminés, nous développons ici une approche valable pour un large choix de classes de mesures de pauvreté.

Nous prolongeons aussi les importantes contributions de Mayshar et Yitzhaki (1995) et Yitzhaki et Lewis (1996). Néanmoins, contrairement à ces auteurs qui se limitent à l'identification des réformes fiscales vérifiant la condition de robustesse d'ordre 2, nous généralisons ces travaux en permettant l'identification des réformes vérifiant divers ordres de robustesse. Il permet, enfin, de censurer la distribution de bien-être à différents niveaux (selon le choix de l'intervalle de seuils de pauvreté). L'application de cette méthodologie à des données tunisiennes révèle que la pauvreté peut être réduite, à un revenu fiscal total constant pour le gouvernement, en augmentant le taux de subvention pour les céréales à base de blé dur et l'huile de mélange et en le diminuant pour le sucre, le lait et ses dérivés.

Le texte est organisé comme suit : la section 1 développe le lien entre la fiscalité indirecte et la réduction de la pauvreté ; la section 2 décrit comment examiner la robustesse des effets d'une réforme fiscale sur la pauvreté selon divers ordres de principes éthiques ; la section 3

1. À titre d'exemple, cette voie a été suivie par Bibi (1998).

applique notre méthodologie à des données tunisiennes et la section 4 apporte la conclusion.

1. TAXATION INDIRECTE ET PAUVRETÉ

Soient \mathbf{p} et \mathbf{t} respectivement des K -vecteurs de prix à la consommation et de taux de taxes indirectes. Pour des raisons de simplicité, nous supposons que les prix à la production sont insensibles aux variations des éléments de \mathbf{t} et nous les normalisons à 1. Nous avons donc $p_k = 1 + t_k$ et $dp_k = dt_k$, où p_k et t_k désignent respectivement le prix à la consommation et le taux de taxation indirecte du bien k . Lorsque le bien k est subventionné, $t_k < 0$. Soit $x(y, \omega; \mathbf{p})$ un vecteur de quantités des K biens consommés par un individu ayant un revenu exogène y , faisant face au système de prix à la consommation \mathbf{p} , et caractérisé par un indicateur ω qui reflète ses préférences.

Dans la mesure où nous envisageons d'évaluer les effets sur la pauvreté d'une réforme qui modifie la structure des taxes indirectes, nous devons utiliser un indicateur de bien-être individuel sensible aux variations des prix. La fonction de revenu équivalent de King (1983), $y_e(y, \omega; \mathbf{p}^r, \mathbf{p})$, constitue à cet égard un choix approprié. Elle est implicitement définie par :

$$v(y_e(y, \omega; \mathbf{p}^r, \mathbf{p}), \omega, \mathbf{p}^r) \equiv v(y, \omega, \mathbf{p}) \quad (1)$$

où $v(y, \omega; \mathbf{p})$ représente la fonction d'utilité indirecte, \mathbf{p}^r est un vecteur de prix de référence et y_e est le niveau de dépense qui, au système de prix \mathbf{p}^r , garde le même niveau d'utilité que celui réalisé avec le couple (y, \mathbf{p}) . Il faut ici noter que y_e constitue une cardinalisation monétaire exacte du niveau d'utilité actuel dans la mesure où elle correspond à une transformation monotone croissante de $v(y, \omega; \mathbf{p})$. La variable y_e peut être aussi interprétée comme une fonction de dépense définie par rapport au système de prix \mathbf{p}^r . L'inversion de (1) permet d'obtenir $y_e(y, \omega; \mathbf{p}^r, \mathbf{p})$.

Dans le but de décrire les effets d'une réforme fiscale sur la pauvreté, nous devons maintenant discuter comment ce *mal-être* peut être mesuré. Depuis le travail fondateur de Sen (1976), une littérature importante s'est développée autour de ce sujet. La classe de mesures de pauvreté la plus utilisée est celle proposée par Foster *et al.* (1984), connue sous l'abréviation FGT. Nous utilisons les mesures de cette classe lors de nos développements théoriques, bien que notre objectif principal soit plutôt de montrer que l'usage des indices de cette classe est aussi utile pour prédire la réaction de plusieurs autres indices aux changements fiscaux. Soit z , un seuil de pauvreté en valeur réelle, c'est-à-dire, mesuré en

termes des prix de référence p^{r1} . La classe de mesures FGT peut alors être définie comme suit :

$$P_\alpha(z) = \int_0^{+\infty} \left(\frac{z - y_e}{z} \right)_+^\alpha dF(y_e), \quad (2)$$

où $f_+ = \max(0, f)$ et où $F(y_e)$ indique la fonction de distribution du revenu équivalent y_e . Le coefficient α est un paramètre qui reflète l'aversion à la pauvreté ou, encore, la sensibilité de $P_\alpha(z)$ à la distribution du revenu. Les indices de la classe FGT correspondent à une moyenne pondérée des déficits de pauvreté normalisés, $(z - y)_+ / z$. L'indicateur $P_0(z)$ correspond à l'incidence de la pauvreté (le pourcentage de la population pauvre), $P_1(z)$ est la moyenne des déficits de pauvreté normalisés (l'intensité de la pauvreté), et $P_2(z)$ est souvent décrite comme étant la sévérité de la pauvreté. Pour $\alpha > 1$, $P_\alpha(z)$ est sensible à la distribution du bien-être au sein des pauvres. Enfin, lorsqu'une valeur très élevée de α est adoptée, $P_\alpha(z)$ correspond à la fonction d'utilité sociale de Rawls (1971).

Le revenu du gouvernement en provenance de la taxation indirecte est donné par la formule suivante :

$$R(\mathbf{t}) \equiv \int_0^{+\infty} \sum_{k=1}^K t_k x_k(y; \mathbf{p}) dF(y) \quad (3)$$

où $x_k(y; \mathbf{p})$ désigne le niveau moyen de consommation du bien k des individus ayant un niveau de revenu y et où $F(y)$ est la fonction de distribution des dépenses nominales. Nous supposons que $R(t)$ reste invariant suite aux réformes fiscales : ces réformes sont donc à revenu neutre. Dès lors, les directions optimales des changements fiscaux peuvent être décrites par la solution d'un problème de minimisation d'un indice de pauvreté étant donné la contrainte d'un revenu fiscal constant pour le gouvernement.

Il ne s'agit pas ici, toutefois, d'identifier la structure optimale de taxation indirecte, laquelle dépendra nécessairement du choix du seuil et de l'indice de pauvreté. Notre objectif est plutôt de déduire des modalités de réformes qui baissent la pauvreté telle que mesurée par un large choix de seuils et d'indices de pauvreté. Comme on le verra, la modalité de ces réformes est pourtant dictée par les dérivées premières de $P_\alpha(z)$ et $R(\mathbf{t})$ par rapport à t_k .

1. En termes de (1), si v_z est le niveau minimal d'utilité nécessaire pour atteindre un niveau de vie décent, alors $v(z, \omega; p') \equiv v_z$ pour tout ω .

2. $x_k(y; p) = \int_{\Omega} x_k(y, \omega; p - dF(\omega|y))$, où $F(\omega|y)$ désigne la distribution des préférences conditionnelle à un niveau de revenu y et où Ω est l'ensemble de toutes les possibilités de ω .

Dès lors, soit $x_k(\mathbf{p})$ la consommation *par tête* du bien k , E^k , le coût d'efficacité économique de l'accroissement des recettes fiscales à partir d'une augmentation de la taxe à la consommation du bien k^1 , et $D_\alpha^k(z)$, un coût, en termes d'aggravation de la pauvreté, qui résulte de la hausse de cette taxe et qui est exprimé en proportion de $x_k(\mathbf{p})$. Formellement, E^k et $D_\alpha^k(z)$ peuvent être donnés par :

$$E^k = \frac{x_k(\mathbf{p})}{\partial R(\mathbf{t}) / \partial t_k} \quad (4)$$

et

$$D_\alpha^k(z) = \frac{\partial P_\alpha(z) / \partial t_k}{x_k(\mathbf{p})} \quad (5)$$

Il est utile de préciser que $D_\alpha^k(z)$ désigne aussi les caractéristiques redistributives du bien k au sens de Feldstein (1972). Le produit de ces deux indicateurs donne $\lambda_\alpha^k(z)$, le coût en termes d'accroissement de la pauvreté d'une augmentation d'une unité monétaire des recettes fiscales en provenance de la taxation du bien k :

$$\lambda_\alpha^k(z) = E^k D_\alpha^k(z) \equiv \frac{\partial P_\alpha(z) / \partial t_k}{\partial R(\mathbf{t}) / \partial t_k} \quad (6)$$

D'une part, plus la valeur de $D_\alpha^k(z)$ est élevée, plus l'effet d'une hausse de t_k sur la pauvreté est important. D'autre part, plus la valeur de E^k est importante, moins l'effet de la hausse de t_k sur les recettes fiscales est notable. Dès lors, la majoration de t_k entraîne une aggravation importante de l'inefficacité économique des taxes à la consommation. Le ratio $\lambda_\alpha^k(z)$ est donc le produit d'un compromis entre un critère redistributif au profit de la population pauvre et un autre indiquant le coût, en termes d'efficacité économique, de la modification d'un taux de taxation donné. Par ailleurs, E^k prend une valeur négative lorsque l'augmentation de t_k entraîne une réduction du revenu fiscal. Ceci est vrai lorsque cette hausse s'opère là où la courbe de Laffer devient décroissante ; et il est toujours indiqué dans un tel cas de réduire t_k .

Étant donné cette interprétation, il est clair que la détermination des $\lambda_\alpha^k(z)$ devient indispensable afin d'identifier les réformes fiscales souhaitées, c'est-à-dire réalisant un compromis entre efficacité économique et réduction de la pauvreté. En effet, ce qui compte dans l'identification de ces réformes, c'est le classement ordinal des différents $\lambda_\alpha^k(z)$, pour $k = 1, \dots, K$. Lorsque $\lambda_\alpha^j(z) < \lambda_\alpha^k(z)$, la pauvreté, telle que

1. Voir Mayshar et Yitzhaki (1995), Bibi (2001) et Ducloux *et al.* (2002) pour une discussion à ce propos.

mesurée par $P_\alpha(z)$, peut être réduite en augmentant t_j et en diminuant t_l de manière à maintenir constant le revenu fiscal (réforme à revenu neutre pour l'État).

Soit $\bar{x}_k(y; \mathbf{p}) = x_k(y; \mathbf{p}) / x_k(\mathbf{p})$. À l'aide de l'identité de Roy et en choisissant le système de prix actuel comme référence, $\mathbf{p}^r = \mathbf{p}$, il devient possible de montrer que :

$$D_\alpha^k(z) = \begin{cases} \bar{x}_k(z; \mathbf{p}) f(z) & \text{si } \alpha = 0 \\ \alpha z^{-\alpha} \int_0^{+\infty} \bar{x}_k(y; \mathbf{p}) (z-y)_+^{\alpha-1} & \text{si } \alpha > 0 \end{cases} \quad (7)$$

où $f(z)$ est la densité du revenu au point z . L'interprétation de (7) diffère selon que α prend une valeur positive ou nulle.

- Lorsque $\alpha = 0$, l'objectif de la réforme est de réduire l'incidence de la pauvreté. Cet objectif est atteint dès que le bien-être de ceux qui se trouvent à la marge de la population pauvre s'améliore. Ainsi, seul le vecteur de consommation $\mathbf{x}(z; \mathbf{p})$ de ceux ayant un revenu égal ou proche de z compte dans l'identification des réformes. Chercher à réduire $P_0(z)$ peut donc conduire à des réformes qui profitent davantage aux plus nantis des pauvres. Celles-ci risquent même de défavoriser les moins nantis de la population pauvre. Ce risque devient réel dans la mesure où la structure de consommation des individus ayant un niveau de dépenses autour de z est largement différente de la structure de consommation des plus démunis des pauvres.
- Lorsque $\alpha > 0$, le bien-être de chaque pauvre compte, mais pas nécessairement avec le même poids. Les pondérations associées à la consommation d'un bien $\bar{x}_k(y; \mathbf{p})$ sont proportionnelles aux déficits de pauvreté $(z-y)_+^{\alpha-1}$. *Ceteris paribus*, plus la valeur de α est élevée, plus la taxation des biens consommés particulièrement par les plus pauvres devient indésirable. Dans la mesure où il existe un bien non consommé par les pauvres, l'accroissement de son taux de taxation est neutre sur le bien-être de la population pauvre, et nous avons alors $D_\alpha^k(z) = 0$.

Étant donné que :

$$dP_\alpha(z) = \sum_{k=1}^K \frac{\partial P_\alpha(z)}{\partial t_k} dt_k \quad (8)$$

et que :

$$dR(\mathbf{t}) = \sum_{k=1}^K \frac{\partial R(\mathbf{t})}{\partial t_k} dt_k \quad (9)$$

et à l'aide de l'expression (6), une réforme à revenu neutre permettant de réduire la pauvreté et de maintenir constant le revenu de l'État doit respecter les deux conditions suivantes :

$$dP_\alpha(z) = \sum_{k=1}^K \lambda_\alpha^k(z) \delta_k < 0$$

$$dR(\mathbf{t}) = \sum_{k=1}^K \delta_k = 0, \quad (10)$$

où $\delta_k = (\partial R(\mathbf{t})/\partial t_k) dt_k$. Une fois l'estimation des $\lambda_\alpha^k(z)$ faite, à l'aide des équations (4), (5), (6) et (7), il devient relativement simple de chercher un vecteur $(\delta_1, \dots, \delta_K)$ de sorte que les conditions formulées dans l'équation (10) soient respectées.

2. ANALYSE DE ROBUSTESSE

L'analyse qui précède dépend de la sélection du seuil et de l'indice de pauvreté. Dans la mesure où ces deux choix risquent d'être arbitraires, il en sera de même pour la nature des réformes qui en découlent. Nous avons également remarqué que la volonté de réduire l'incidence de la pauvreté peut conduire à des réformes pénalisant les plus pauvres, ce qui est de nature à créer des problèmes d'ordre éthique.

Il est heureusement possible de réduire ce degré d'arbitraire en choisissant des réformes fiscales qui allègent nécessairement la pauvreté pour un large choix de z et pour une classe « acceptable » d'indices de pauvreté. Le caractère acceptable ou inacceptable des indices de pauvreté est apprécié selon que ceux-ci respectent ou non des critères normatifs correspondant à un ordre éthique (ou de robustesse) donné. Chaque ordre de robustesse caractérise une classe d'indices de pauvreté. À mesure que l'ordre de robustesse croît, une structure plus précise est imposée aux indices de pauvreté concernant la façon par laquelle ces indices classent la distribution du bien-être. En procédant ainsi, nous explorons les voies de réformes qui baissent la pauvreté à travers un large choix de z et pour plusieurs ordres éthiques en matière de mesures de pauvreté.

Pour expliciter cette démarche, nous considérons la forme générale et utilitariste suivante de la fonction d'évaluation de la pauvreté¹ :

$$P(z) = \int_{\Omega} \int_0^{+\infty} \pi(y, \omega; z) dF(y, \omega), \quad (11)$$

où $\pi(y, \omega; z)$ est la contribution d'un individu caractérisé par le couple (y, ω) à la pauvreté globale. Une classe de fonctions d'évaluation de la pauvreté Π_s , d'ordre de robustesse s , peut alors être définie par les propriétés devant être observées par $\pi(y, \omega; z)$ lorsque z est inférieur à une borne maximale z^* . La première propriété désirable est que $\pi(y, \omega; z)$ ne soit pas croissante par rapport à y , pour toutes les valeurs possibles de y et de ω . Étant donné qu'il s'agit là d'une condition éthique faible, et universellement admise², nous considérons que la classe de mesures qui la satisfait est d'ordre de robustesse 0 et nous la désignons par $\Pi_0(z^*)$.

Plus précisément, supposons que $\pi(y, \omega; z)$ est différentiable par rapport à y lorsque $y < z$, et désignons par $\pi^{(s)}(y, \omega; z)$ la dérivée d'ordre s de $\pi(y, \omega; z)$ par rapport à y . Dès lors, $\Pi_0(z^*)$ peut être défini par :

$$\Pi_0(z^*) = \left\{ \begin{array}{l} z \in [0, z^*], \\ P(z) \pi(y, \omega; z) = \pi(z, \omega; z) \text{ pour } y > z, \\ \pi^{(1)}(y, \omega; z) \leq 0. \end{array} \right. \quad (12)$$

La première ligne à droite de l'équation (12) définit l'intervalle à travers lequel z peut être choisi pour mesurer la pauvreté. La deuxième ligne indique que les indices de cette classe respectent « l'axiome de concentration », lequel stipule que les variations du niveau de vie des non-pauvres ne doivent pas affecter la mesure de pauvreté. La dernière ligne précise que $P(z)$ n'augmente pas lorsque le revenu augmente. Dans la mesure où une réforme n'accroît aucun des indices de la classe $\Pi_0(z^*)$, celle-ci ne détériore donc le bien-être d'aucun individu ayant un revenu inférieur ou égal à z^* – c'est-à-dire qu'elle doit entraîner une amélioration du bien-être au sens de *Pareto* à travers cet intervalle de revenu. La réforme est clairement *Pareto-efficace* lorsqu'elle n'augmente aucun des indices de pauvreté de la classe $\Pi_0(\infty)$.

Il est toutefois bien admis que la recherche de réformes *Pareto-efficaces* est généralement vouée à l'échec dès lors que les préférences sont très hétérogènes. Pour qu'une réforme fiscale soit en harmonie avec

1. D'une certaine façon, une fonction d'évaluation de la pauvreté peut être considérée comme une fonction d'utilité sociale censurée à z . À ce sujet, voir par exemple Atkinson (1987). Par ailleurs, et afin de simplifier cette présentation, nous n'utilisons que des mesures additives de pauvreté.

2. Avec une conception relative de la pauvreté, il est possible de s'écarter de cette règle. En effet, l'amélioration du bien-être d'un pauvre peut accroître le seuil de pauvreté relatif et, probablement, la pauvreté globale. Nous supposons toutefois que la variation du niveau de bien-être d'un pauvre est sans aucune conséquence sur z .

le critère de *Pareto*, aucun individu – indépendamment de ses préférences – ne doit subir une baisse de bien-être à la suite de son entrée en vigueur. Il est manifestement difficile, voire impossible, d'observer ce critère, même si nous limitons considérablement l'intervalle de variation possible de z . Partant de cette considération, plusieurs études se sont basées sur des formes particulières de fonctions de bien-être social ou sur un certain système de pondération du bien-être individuel¹.

La démarche alternative que nous proposons consiste à adopter des critères normatifs correspondant à un ordre de robustesse plus élevé que celui de *Pareto*, générant ainsi des ordres 1, 2, etc. Le premier principe que nous adoptons, et qui correspond à la robustesse d'ordre 1, est que les contributions $\pi(y, \omega; z)$ indiquées dans l'équation (11) ne doivent plus dépendre du paramètre ω , de sorte que $\pi(y, \omega; z) = \pi(y; z)$, quelle que soit la valeur de ω . La nouvelle classe respecte par conséquent le principe de l'anonymat (ou de la symétrie), et la fonction décrite par l'équation (11) devient simplement $\int_0^{+\infty} \pi(y, z) dF(y)$. Les indices de pauvreté qui respectent le principe de la symétrie appartiennent donc à la classe $\Pi_1(z^*)$ définie par :

$$\Pi_1(z^*) = \left\{ P(z) \left| \begin{array}{l} P(z) \in \Pi_0(z^*) \\ \pi(y, \omega; z) = \pi(y; z) \quad \forall y \leq z \end{array} \right. \right\} \quad (13)$$

Duclos *et al.* (2002) désignent par *Pen-efficace* toute réforme qui n'entraîne pas une aggravation de la pauvreté telle que mesurée par tous les indices de la classe $\Pi_1(\infty)$ ². Dans ce texte, nous mettons davantage l'accent sur une version *partielle* de la *Pen-efficacité*, c'est-à-dire sur les réformes *Pen-efficaces* à travers l'intervalle $[0, z^*]$ de variation du bien-être. Autrement dit, ces réformes respectent la condition de robustesse d'ordre 1. Les résultats de Duclos *et al.* (2002) peuvent donc être utilisés pour démontrer que³ :

Théorème 1 : *Une condition nécessaire et suffisante pour qu'une réforme fiscale à revenu neutre, décrite par le vecteur $(\delta_1, \dots, \delta_K)$, soit compatible avec les critères de robustesse d'ordre 1 – c'est-à-dire qu'elle n'accroît aucun indice de pauvreté $P(z)$ de la classe $\Pi_1(z^*)$ – est que :*

1. Voir, par exemple, King (1983) et Ahmad et Stern (1984), qui ont utilisé un système de pondération décroissant par rapport au revenu.

2. Pour Bibi (2001), la réforme est qualifiée de *Pen-efficace* lorsqu'elle diminue l'incidence de la pauvreté pour tous les choix possibles de z .

3. Voir en particulier leur premier théorème.

$$\sum_{k=1}^K \lambda_0^k(z) \delta_k \leq 0, \quad \forall z \in [0, z^*],$$

et

$$\sum_{k=1}^K \delta_k = 0 \tag{14}$$

Si la réforme fiscale ne remplit pas les conditions décrites par l'équation (14), alors ses effets sur la pauvreté sont ambigus. Certains indices $P(z)$ de la classe $\Pi_1(z^*)$ révéleront un recul de la pauvreté, pendant que d'autres indiqueront un résultat contraire. Face à ce problème, deux solutions sont envisageables. La première consiste à réduire la taille de la population potentiellement pauvre en abaissant z^* . Cette solution n'est pas toujours pertinente, notamment lorsque z^* est déjà fixé à un niveau modéré. La seconde consiste à imposer de nouveaux critères normatifs aux indices de pauvreté, ce qui nous amène à étudier la condition de robustesse de deuxième ordre.

Le principe éthique qui sous-tend la robustesse d'ordre 2 est qu'un transfert d'un pauvre à un autre encore plus pauvre doit baisser, au moins partiellement, la pauvreté. Cela signifie que les indices de pauvreté doivent se conformer au principe de transfert de *Pigou-Dalton*, c'est-à-dire qu'ils doivent être sensibles à la distribution du revenu. En plus des conditions éthiques précédentes, la classe $\Pi_2(z^*)$ est définie par :

$$\Pi_2(z^*) = \left\{ P(z) \left| \begin{array}{l} P(z) \in \Pi_1(z^*), \\ \pi^{(2)}(y; z) \geq 0, \\ \pi(z; z) = 0, \end{array} \right. \right\} \tag{15}$$

où la dernière ligne de l'équation (15) impose la continuité des indices de pauvreté au niveau du seuil de pauvreté, ce qui exclut les mesures discontinues (telles que l'incidence de pauvreté).

De manière analogue, nous pouvons définir la classe de mesures de pauvreté correspondant à la robustesse d'ordre 3, $\Pi_3(z^*)$. Le nouveau principe normatif qui sous-tend cette classe stipule que, pour une certaine distance séparant le revenu du donateur (y_d) et du bénéficiaire (y_r) d'un transfert (avec $y_r < y_d$), la baisse de la pauvreté doit décroître à mesure que y_r augmente. Cette condition requiert l'inspection du signe de la troisième dérivée de $\pi(y; z)$:

$$\Pi_3(z^*) = \left\{ P(z) \left| \begin{array}{l} P(z) \in \Pi_2(z^*), \\ \pi^{(3)}(y; z) \leq 0, \\ \pi^{(1)}(z; z) = 0. \end{array} \right. \right\} \tag{16}$$

Ainsi, si $\pi^{(3)}(y; z)$ est négative, la magnitude de $\pi^{(2)}(y; z)$ baisse avec y . Un transfert de type *Pigou-Dalton* perd donc de son efficacité à mesure que les récipiendaires deviennent moins pauvres.

En imposant le signe approprié à $\pi^{(r)}(y; z)^1$, ce processus peut être poursuivi afin de définir n'importe quel ordre de robustesse s . Nous pouvons alors utiliser les résultats de Duclos *et al.* (2002) pour démontrer :

Théorème 2 : *Une condition nécessaire et suffisante pour qu'une réforme fiscale à revenu neutre, décrite par le vecteur $(\delta_1, \dots, \delta_K)$, soit compatible avec les critères de robustesse d'ordre s – c'est-à-dire qu'elle n'accroît aucun des indices $P(z)$ membres de $\Pi_s(z^*)$ – est que :*

$$\sum_{k=1}^K \lambda_{s-1}^k(z) \delta_k \leq 0, \quad \forall z \in [0, z^*],$$

et
$$\sum_{k=1}^K \delta_k = 0. \quad (17)$$

L'un des moyens permettant d'examiner l'existence des voies de réformes désirées consiste simplement à reproduire graphiquement les valeurs prises par chaque $\lambda_{s-1}^k(z)$ à travers l'intervalle de variation du seuil de pauvreté, c'est-à-dire pour toute valeur possible de z dans $[0, z^*]$. Dans la mesure où il existe deux courbes de $\lambda_{s-1}^k(z)$ qui ne se croisent pas, pour $k = j, l$, alors une réforme qui modifie les taux de taxation imposés aux biens j et l peut être facilement élaborée. Celle-ci entraînera sans équivoque une baisse de la pauvreté telle que mesurée par tous les indices de la classe $\Pi_s(z^*)$.

Pour illustrer ce qui distingue l'évaluation des effets d'une réforme sur la pauvreté selon les critères de robustesse d'ordre 1 des critères de robustesse d'ordre 2, supposons qu'il n'existe que deux groupes d'individus. Les individus du premier groupe ont un niveau de revenu y_1 et ceux du second groupe ont un niveau de revenu y_2 , avec $y_1 < y_2 < z$. Pour que la réforme soit *Pen-efficace*, elle doit améliorer (*en moyenne*) le niveau de vie de chacun de ces deux groupes. Cela correspond à un droit de *veto* accordé à chaque groupe (et non à chaque individu) au regard de son revenu moyen. Par contre, le théorème 2 et l'équation 10 montrent que la *Pigou-Dalton-efficacité* exige l'amélioration (*en moyenne*) du niveau de vie du premier groupe ainsi que le niveau de vie moyen de toute la population — mais pas nécessairement un accroissement du revenu moyen du deuxième groupe. Cette condition implique que la réforme baisse la pauvreté dès lors que le gain moyen

1. En procédant par itération, il est clair que le signe de $\pi^{(r)}(y; z)$ est donné par celui de $(-1)^r$.

du premier groupe est au moins suffisant pour compenser une perte moyenne éventuelle du deuxième groupe.

3. APPLICATION SUR DES DONNÉES TUNISIENNES

La détermination des voies de réforme souhaitées requiert, tout d'abord, la connaissance de la distribution du revenu et de la consommation des biens, ce que les enquêtes de budget et de la consommation des ménages révèlent avec une certaine précision. Dans le but de déduire des voies de réforme respectant la condition de robustesse d'ordre 1, il est aussi nécessaire d'estimer la valeur attendue des dépenses en chaque bien des individus ayant un revenu égal ou proche de z . Nous nous servons de l'approche non paramétrique en utilisant l'estimateur Kernel pour atteindre cette fin¹. Il est également indispensable d'avoir des estimations fiables des élasticités prix de la demande. Ces estimations constituent un préalable nécessaire à l'investigation des voies de réformes fiscales réalisant un compromis entre efficacité économique et réduction de la pauvreté.

3. 1. Estimation d'un système de demande

La nécessité d'estimer un système de demande qui présente de bonnes propriétés d'agrégation à travers les ménages nous amène à adopter une forme fonctionnelle qui soit la plus flexible possible. Le système de demande que nous avons estimé est le suivant :

$$w_j(y; \mathbf{p}) = \varphi_j + \sum_{k=1}^K \theta_{jk} \ln p_k + \gamma_j \ln y + \mu_j (\ln y)^2 + \vartheta_j$$

$$\text{avec } \sum_{k=1}^K \varphi_k = 1, \theta_{jk} = \theta_{kj}, \sum_{k=1}^K \theta_{jk} = \sum_{k=1}^K \gamma_k = \sum_{k=1}^K \mu_k = 0, \quad (18)$$

où $w_j(y; \mathbf{p})$ est la part budgétaire du bien j au point y et ϑ_j est un terme résiduel. L'équation (18) est issue du modèle QAIDS « *Quadratic Almost Ideal Demand System* » de Banks *et al.* (1997), où les parts budgétaires sont linéaires par rapport aux paramètres θ_{jk} , γ_j , et μ_j . La méthodologie d'estimation est inspirée de celle de Deaton (1988). Elle consiste à exploiter la variation spatiale des prix afin d'estimer, notamment, les paramètres des effets prix, θ_{jk} , dans l'équation (18).

Le modèle décrit par l'équation (18) a été utilisé pour estimer les effets spécifiques aux prix de quinze biens alimentaires. Les données utilisées sont issues de l'enquête sur le budget et la consommation des

1. Voir, par exemple, Silverman (1986).

ménages menée en Tunisie en 1990. Cette enquête porte sur les dépenses et les quantités des biens alimentaires, les dépenses (mais non les quantités) des biens non alimentaires et plusieurs caractéristiques sociodémographiques de 7 734 ménages. La méthode et les résultats d'estimation de ce modèle sont exposés en détail dans Bibi (2001). Le tableau 1 rapporte les élasticités prix propres et croisées des différents biens. À la lecture de ce tableau, nous pouvons remarquer que la plupart des élasticités prix propres sont, conformément à la théorie du consommateur, négatives et statistiquement significatives. Nous pouvons également remarquer que le signe des élasticités croisées valide la substituableté entre les divers biens à base de céréales, entre l'huile d'olive et l'huile de mélange, et, enfin, entre la plupart des produits à base de protéines animales.

Tableau 1. – *Matrice des élasticités prix*

	E _{i 1}	E _{i 2}	E _{i 3}	E _{i 4}	E _{i 5}	E _{i 6}	E _{i 7}	E _{i 8}	E _{i 9}	E _{i 10}	E _{i 11}	E _{i 12}	E _{i 13}	E _{i 14}	E _{i 15}
1/ Céréales à base de blé dur	-2,235 (-11)	0,577 (5,9)	0,07 (1,8)			0,422 (3)		0,223 (3,1)	-0,14 (-4,3)					-0,097 (-1,6)	-0,248 (-3,6)
2/ Céréales à base de blé tendre	1,195 (5,9)	-1,921 (-6)						-0,182 (-2)							0,299 (3,7)
3/ Autres céréales	0,304 (1,84)		-0,85 (-0,5)	0,482 (3,7)	-0,117 (-1,8)		0,242 (2,6)			0,065 (3,3)	0,27 (5,7)	-0,442 (-4,4)	-0,153 (-2,8)		-0,14 (-1,8)
4/ Légumes			0,083 (3,7)	-0,904 (-9,6)		0,16 (1,9)									
5/ Fruits			-0,058 (-1,8)		-1,748 (-21)			0,243 (4)	-0,037 (-1,8)						-0,108 (-1,8)
6/ Viandes rouges	0,285 (3)			0,144 (1,9)		-0,565 (-4,3)	0,175 (3,2)	-0,101 (-2,1)	-0,063 (-3)					0,225 (7)	
7/ Volailles & œufs			0,113 (2,6)			0,526 (3,2)	-0,628 (-3,7)							-0,264 (-5,3)	
8/ Lait et dérivés	0,353 (3,1)	-0,139 (-2)			0,177 (4,1)	-0,238 (-2,1)		-1,759 (-21)		0,024 (1,8)		0,207 (3)			
9/ Sucre	-0,544 (-4,3)				-0,066 (-1,8)	-0,363 (-3)			-0,424 (-1,9)					0,110 (3,1)	
10/ Produits sucrés			0,341 (3,3)					0,348 (1,8)		-1,000 (-1,9)					0,884 (3)
11/ Huile de mélange			0,234 (5,7)								-0,884 (-5,2)	0,237 (2,3)			-0,13 (-1,9)
12/ Huile d'olive			-0,286 (-4,4)					0,37 (3)			0,177 (2,3)	-1,894 (-9,3)			0,483 (4,2)
13/ Poissons			-0,214 (-2,8)			2,028 (7,5)	-0,795 (-5,3)		0,172 (3,1)				-0,641 (-5)	0,206 (1,9)	
14/ Conserve										0,067 (3)			0,058 (1,9)	-0,666 (-6,6)	0,091 (2,1)
15/ Autres produits alimentaires	-0,283 (-3,6)	0,165 (3,7)	-0,037 (-1,8)		-0,057 (-1,8)						-0,039 (-1,9)	0,196 (4,2)		0,061 (2,1)	-0,92 (-1,9)

Les valeurs entre parenthèses indiquent le *t* de Student.

Les résultats exposés au tableau 1 peuvent être utilisés pour prédire l'effet d'une variation d'une taxe à la consommation sur le revenu fiscal. Pour ce faire, notons que l'espérance de la charge fiscale obtenue à partir des taxes indirectes au point y est donnée par :

$$R(y; \mathbf{t}) = \sum_{k=1}^K \frac{t_k}{1+t_k} w_k(y; \mathbf{p}) y. \quad (19)$$

Dans la mesure où $\frac{\partial w_k(y; \mathbf{p})}{\partial t_j} = \frac{\theta_{kj}}{1+t_j}$, il est possible de montrer que :

$$\frac{\partial R(y; \mathbf{t})}{\partial t_j} = \frac{w_j(y; \mathbf{p}) y}{(1+t_j)^2} + \frac{\theta_{jj} t_j y}{(1+t_j)^2} + \frac{1}{1+t_j} \sum_{k \neq j} \frac{\theta_{jk} t_k y}{1+t_k}. \quad (20)$$

En conséquence, le coût en efficacité économique, défini par l'équation (4), de l'accroissement du revenu de l'État au moyen d'une plus forte taxation du bien j peut prendre la forme explicite suivante :

$$E_j = \frac{\frac{1}{1+t_j} w_j(\mathbf{p}) \int_0^{+\infty} y dF(y)}{\partial R(\mathbf{t}) / \partial t_k} \quad (21)$$

$$= \frac{1}{1 + \frac{t_j}{1+t_j} \left(\frac{\theta_{jj}}{w_j(\mathbf{p})} - 1 \right) + \sum_{k \neq j} \frac{t_k}{1+t_k} \frac{\theta_{kj}}{w_j(\mathbf{p})}},$$

où $w_j(\mathbf{p})$ est la part budgétaire agrégée du bien j définie par :

$$w_j(\mathbf{p}) = \frac{\int_0^{+\infty} w_j(y; \mathbf{p}) y dF(y)}{\int_0^{+\infty} y dF(y)} \quad (22)$$

Soit $\bar{w}_j(y; \mathbf{p}) = w_j(y; \mathbf{p}) / w_j(\mathbf{p})$, L'équation (7) peut alors être reformulée comme suit :

$$D_\alpha^j(z) = \begin{cases} \bar{w}_j(z; \mathbf{p}) z f(z) & \text{si } \alpha = 0 \\ \alpha z^{-\alpha} \int_0^{+\infty} \bar{w}_j(y; \mathbf{p}) (z-y)_+^{\alpha-1} y dF(y) & \text{si } \alpha > 0 \end{cases} \quad (23)$$

À l'aide des équations (21) et (23), l'équation (6) peut être réécrite comme suit :

$$\lambda_{\alpha}^j(z) = \frac{D_{\alpha}^j(z)}{1 + \frac{t_j}{1+t_j} \left(\frac{\theta_{jj}}{w_j(\mathbf{p})} - 1 \right) + \sum_{k \neq j} \frac{t_k}{1+t_k} \frac{\theta_{kj}}{w_j(\mathbf{p})}} \quad (24)$$

$$= \frac{D_{\alpha}^j(z)}{1 + \frac{t_j}{1+t_j} e_{ij} + \sum_{k \neq j} \frac{t_k}{1+t_k} e_{kj}}$$

où e_{kj} est l'élasticité prix croisée du bien k par rapport au prix du bien j . Le dénominateur de l'équation (24) capte l'effet de la hausse de t_j sur le revenu fiscal. Le deuxième terme de ce dénominateur est égal au taux de taxation multiplié par l'élasticité prix propre. Il correspond à une estimation de la distorsion relative à la variation de t_j . Lorsque la valeur de ce terme est suffisamment faible, comme c'est le cas des biens élastiques fortement taxés, il va accentuer la valeur de $\lambda_{\alpha}^j(z)$. Cela signifie que le bien j est alors une mauvaise cible pour consolider le revenu fiscal. Le dernier terme du dénominateur renseigne sur la distorsion qu'engendre la variation du prix du bien j sur les autres biens. Lorsque la taxe à la consommation de tous les biens est faible, la valeur de E^j sera proche de 1. Dès lors, le critère d'efficacité économique importe peu dans la recherche des plans de réformes qui réduisent la pauvreté. Seules les caractéristiques redistributives au sens de Feldstein (1972), captées par l'indicateur $D_{\alpha}^j(z)$, seront dans ce cas utiles dans la définition des réformes.

3. 2. Les résultats de l'analyse

Nous concentrons notre étude sur six biens dont la modification de prix risque de provoquer une importante modification du pouvoir d'achat des pauvres. Ces biens sont *les céréales à base de blé dur, les céréales à base de blé tendre, l'huile de mélange, les autres biens subventionnés* (volailles et œufs, lait et dérivés et sucre), *les biens non taxés* (légumes, fruits, viande, huile d'olive, et poissons), et *les biens taxés* (produits sucrés, conserves, autres produits alimentaires et biens non alimentaires). Notre analyse est tout d'abord basée sur la fixation d'un seuil de pauvreté égal à 335 dinars tunisiens (DT) par tête et par an¹. Cette valeur correspond à 50 % de la médiane des revenus équivalents

1. En 1990, 1 DT correspondait approximativement à 1 dollar américain.

par tête lorsque le système de prix de référence correspond au système de prix actuellement en vigueur.

Le tableau 2 reporte le coût, en termes d'efficacité économique, de l'accroissement de la taxe à la consommation de chaque bien¹, E^k . Ce tableau indique en outre la valeur de l'indicateur résumant les caractéristiques redistributives de chaque bien, $D_{\alpha}^k(z)$ et le ratio (global) coût-bénéfice de l'augmentation de 1 DT du revenu fiscal, $\lambda_{\alpha}^k(z)$.

Deux groupes de biens se distinguent clairement à partir de l'analyse des résultats exposés au tableau 2. Le premier inclut *le blé dur*, *le blé tendre* et *l'huile de mélange*. Le second comprend *les autres biens subventionnés*, *les biens non taxés* et *les biens taxés*. Les biens du premier groupe constituent une bonne cible pour réduire leur taux de taxation (ou augmenter leur taux de subvention), comme le prouve la forte valeur de $D_{\alpha}^k(z)$ et de E^k . La réciproque est vraie pour les biens du second groupe : ils sont une bonne cible pour accroître leur taux de taxation ou diminuer leur taux de subvention. Dès lors, une hausse de la subvention affectée aux biens du premier groupe financée par une hausse de la taxe à la consommation imposée aux biens du second groupe constitue un moyen socialement efficace pour combattre la pauvreté.

Tableau 2. – Recherche des modalités de réformes souhaitables ($z_e = 335$ DT)

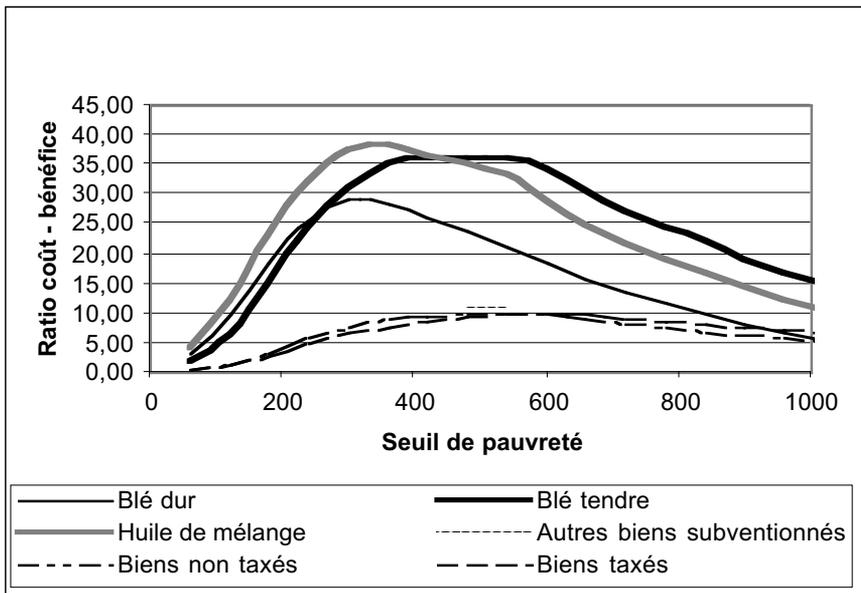
Biens	E^k	$D_{\alpha}^k(z)$			$\lambda_{\alpha}^k(z)$		
		$\alpha = 0$	$\alpha = 1$	$\alpha = 2$	$\alpha = 0$	$\alpha = 1$	$\alpha = 2$
Blé tendre	0,72	1,03	0,93	0,86	0,74	0,67	0,62
Blé dur	0,43	1,48	1,74	1,87	0,64	0,75	0,81
Huile de mélange	0,66	1,28	1,43	1,53	0,84	0,94	1,02
Autres biens subv.	0,24	0,83	0,73	0,67	0,20	0,17	0,16
Biens non taxés	0,23	0,82	0,70	0,63	0,19	0,16	0,14
Biens taxés	0,22	0,56	0,47	0,43	0,16	0,14	0,12

Force est de constater que le classement ordinal des biens du premier groupe par rapport à ceux du second est insensible aux choix de α . La valeur de $\lambda_{\alpha}^k(z)$ est toujours la plus élevée pour *l'huile de mélange* mais toujours la plus faible pour *les biens taxés*. Un meilleur effet sur la pauvreté serait donc obtenu au moyen d'une subvention plus élevée au premier bien financé par une hausse de la taxe imposée au deuxième bien.

1. Nous rappelons que ce coût est égal à 1 ajusté par le coût de la charge excédentaire.

Toutefois, il n'est pas certain que les effets de ces modalités de réformes sur la pauvreté ne dépendent pas, de façon critique, du choix du seuil de pauvreté, z . Il est donc indiqué de préciser l'ordre de robustesse de ces réformes. Le graphique 1 retrace les valeurs estimées de $\lambda_0^k(z)$ dans le but de prospecter des modalités de réformes *Pen-efficaces*. Comme nous pouvons le constater, plusieurs courbes $\lambda_0^k(z)$ se coupent, ce qui signifie l'absence de modalités de réformes vérifiant la condition de robustesse d'ordre 1. Cependant, si nous admettons une limite supérieure du seuil de pauvreté égale à 900 DT¹, nous pouvons déduire que les modalités de réformes discutées plus haut sont effectivement *Pen-efficaces*.

Graphique 1. – Réformes *Pen-efficaces*



Il est utile à ce stade de préciser que plusieurs études appliquées ont en effet suggéré la restructuration des subventions à la consommation. À ce titre, Tuck et Lindert (1996) ont préconisé la réduction du taux de subvention sur le *blé tendre* et sur les biens inclus dans la rubrique *autres biens subventionnés* et la consolidation des subventions allouées au *blé dur* et à l'*huile de mélange*. Le cadre théorique développé dans la section 2 permet de tester la robustesse de ce type de propositions.

1. En 1990, 77,5 % de la population tunisienne avait une dépense annuelle inférieure à cette limite.

Le tableau 3 rapporte la borne supérieure du seuil de pauvreté sous laquelle le classement ordinal des $\lambda_{\alpha}^k(z)$ du premier groupe de biens demeure inchangé¹. Comme le montre ce tableau, l'augmentation du taux de subvention de *l'huile de mélange* est *Pen-efficace* tant que le seuil de pauvreté ne dépasse pas la limite des 275 DT². Cette réforme est *Pigou-Dalton-efficace* pour tout seuil de pauvreté inférieur à 450 DT. Néanmoins, dans la mesure où il est difficile d'admettre un seuil de pauvreté inférieur à 190 DT, baisser les subventions sur *le blé tendre* pour accroître celles sur *le blé dur* ne peut être considéré *Pen-efficace*, quoique cette modalité de réforme semble être conforme aux critères de robustesse d'ordres 3 et 4.

Tableau 3. – *Limites supérieures des réformes fiscales robustes*

<i>Biens</i>	$\alpha = 0$	$\alpha = 1$	$\alpha = 2$	$\alpha = 3$
Huile de mélange	275	450	600	700
	(1 → 2)	(1 → 2)	(1 → 2)	(1 → 2)
Blé dur	190	300	390	450
	(2 → 3)	(2 → 3)	(2 → 3)	(2 → 3)
Blé tendre	190	300	390	450
	(3 → 2)	(3 → 2)	(3 → 2)	(3 → 2)

Les valeurs entre parenthèses précisent le changement du classement ordinal des $\lambda_{\alpha}^k(z)$ au-delà du seuil de pauvreté indiqué.

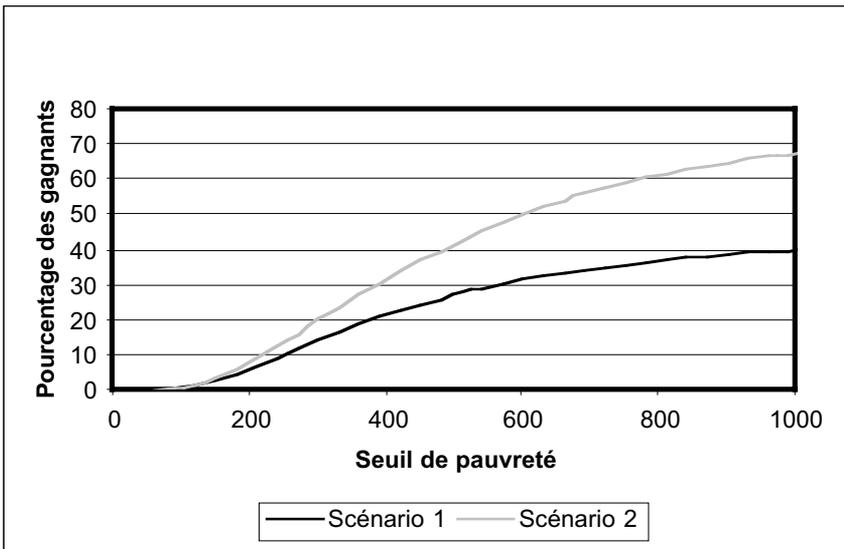
Les modalités de réformes que nous venons de discuter ne peuvent avoir une portée concrète que dans la mesure où elles sont politiquement soutenables. En effet, lorsque les décideurs de la politique économique sont dans l'incapacité de prévoir les conséquences politiques de ces réformes, ils ne peuvent les adopter, même si ces réformes répondent à des critères d'ordre économique ou éthique. Quoiqu'il ne faille pas négliger le poids (politique) de la référence à des valeurs de connotation favorable, comme l'efficacité économique et surtout la réduction de la pauvreté, le soutien politique de ces réformes sera consolidé si celles-ci améliorent le bien-être de la majorité des citoyens. Il est donc utile de préciser le pourcentage cumulatif des gagnants suite à deux scénarios de réforme ayant en commun l'augmentation du taux de subvention de *l'huile de mélange*. Selon le scénario 1, la réforme réduit le taux de subvention du *blé tendre* pour maintenir inchangé le revenu fiscal

1. Nous n'avons pas inclus *les autres biens subventionnés* dans ce tableau puisqu'ils font partie du second groupe.

2. Le seuil de pauvreté « officiel » estimé par *l'Institut National de la Statistique* et la Banque Mondiale (1995) est de 218 DT dans les zones urbaines et 185 DT dans les zones rurales.

pendant que selon le scénario 2, la réforme baisse, pour la même raison, le taux de subvention des *autres biens subventionnés*. Le graphique 2 montre que le scénario 1 ne peut consolider l'attrait politique de la lutte contre la pauvreté puisque la proportion des gagnants de la réforme ne dépasse jamais les 40 % de la population. Cependant, en plus d'être *Peu efficace*, le scénario 2 serait même politiquement soutenable étant donné qu'il pourrait recueillir l'approbation de 70 % de la population.

Graphique 2. – *Proportion des gagnants*



4. CONCLUSION

Comme son nom le suggère, la théorie de la taxation optimale a pour objet d'indiquer des voies de réformes qui répondent à des critères d'efficacité économique et d'équité sociale. Ce travail relie l'objectif de l'équité à celui de la lutte contre la pauvreté. La méthode suivie consiste à exprimer l'objectif du décideur public explicitement en termes d'allègement de la pauvreté et à maximiser cet allègement sous une contrainte de revenu fiscal. Cette démarche est appuyée par une analyse de robustesse afin d'éviter des choix arbitraires de seuils et de mesures de pauvreté. Le recours à l'analyse de robustesse nous a permis de généraliser l'approche de Mayshar et Yitzhaki (1995) à de l'analyse de robustesse d'ordres autres que 2. Par ailleurs, étant donné qu'il est souvent question d'étudier la robustesse des effets d'une réforme sur les groupes vulnérables de la population, nous mettons l'accent sur le problème de la lutte contre la pauvreté plutôt que sur celui de l'amélioration du bien-être social. Notre démarche permet donc de tester dans

quelle mesure les réformes fiscales peuvent être utilisées comme instrument de lutte contre la pauvreté, selon plusieurs critères normatifs qui sous-tendent le choix du seuil et de la mesure de pauvreté.

L'analyse empirique est conduite en utilisant des données tunisiennes portant sur le budget et la consommation des ménages. Nous avons, entre autres, testé la thèse selon laquelle la réduction des subventions sur le *blé tendre* et l'accroissement de celles sur le *blé dur* et sur *l'huile de mélange* améliore le ciblage des transferts indirects et, par conséquent, fait baisser la pauvreté. Le cadre théorique élaboré dans ce texte révèle qu'une telle réforme ne peut se conformer aux critères de robustesse d'ordre 1, mais qu'elle peut être en harmonie avec les principes éthiques qui caractérisent la robustesse d'ordre 2, c'est-à-dire si la pauvreté est appréhendée à travers des indices sensibles à la distribution du bien-être au sein des pauvres.

BIBLIOGRAPHIE

- Ahmad E. et Stern N.-H., « The Theory of Reform and Indian Indirect Taxes », *Journal of Public Economics*, vol. 25 (3), 1984, p. 259-298.
- Atkinson A.-B., « On the Measurement of Poverty », *Econometrica*, vol. 55 (4), 1987, p. 749-764.
- Banks J., Blundell R., et Lewbel A., « Quadratic Engel Curves, and Consumer Demand », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 29 (4), 1997, p. 527-539.
- Banque Mondiale, « Republic of Tunisia, Poverty Alleviation: Preserving Progress while Preparing for the Future », Région Moyen-Orient et Afrique du Nord, Rapport n° 13993-TUN, août 1995.
- Bibi S., « *Marginal Fiscal Reforms and Poverty Reduction in Tunisia* », Fifth annual Conference of Economic Research Forum, Tunis, 31 August-2 September, 1998.
- « *Le ciblage de la population pauvre en Tunisie : fondements théoriques et évidence empirique* », thèse de doctorat en sciences économiques, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion de Tunis, 2001.
- Deaton A., « Quality, Quantity and Spatial Variation of Prices », *The American Economic Review*, vol. 78 (3), 1988, p. 418-430.
- Diamond P.A., « A Many-Person Ramsey Tax Rule », *Journal of Public Economics*, vol. 4, 1975, p. 355-342.
- Duclos J.-Y., Makdissi P. et Wodon Q., « Socially-Efficient Tax Reforms », *Cahier de Recherche du CIRPEE*, n° 02-01, Université Laval, Québec, Canada, 2002.
- Feldstein M., « Distributional Equity and the Optimal Structure of Public Pricing », *The American Economic Review*, vol. 62 (1), 1972, p. 32-36.
- Foster J.-E., Greer J., et Thorbecke E., « A Class of Decomposable Poverty Measures », *Econometrica*, vol. 52 (3), 1984, p. 761-765.
- King M.-A., « Welfare Analysis of Tax Reforms Using Household Data », *Journal of Public Economics*, vol. 21, 1983, p. 183-214.
- Mayshar J. et Yitzhaki S., « Dalton-Improving Tax Reform », *The American Economic Review*, vol. 85 (4), 1995, p. 793-807.

-
- Rawls J., *A Theory of Justice*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press, 1971.
- Sen A.-K., « Poverty: An Ordinal Approach to Measurement », *Econometrica*, vol. 44 (2), 1976, p. 219-231.
- Silverman B.-W., *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, London, Chapman and Hall, 1986.
- Tuck L. et Lindert K., « From Universal Food Subsidies to a Self-Targeted Program. A Case Study in Tunisian Reform », *World Bank Discussion Paper*, n° 351, 1996.
- Yitzhaki S. et Lewis J.-D., « Guidelines on Searching for Dalton-Improving Tax Reform : An Illustration with Data from Indonesia », *The World Bank Economic Review*, vol. 10 (3), 1996 p. 541-562.

PAUVRETÉ, CROISSANCE ET REDISTRIBUTION AU CAMEROUN

Samuel Fambon¹

L'objectif du présent article est d'analyser les changements survenus dans l'état de la pauvreté monétaire au Cameroun entre 1983 et 1996. Au cours de ces années, de nombreuses mesures contractionnistes ont été adoptées en relation avec les programmes d'ajustement soutenus par le Fonds monétaire international (FMI) et la Banque mondiale (BM). Des études analysant les effets de l'ajustement sur la pauvreté ont montré qu'une telle relation était variable selon les pays et les programmes et qu'il est extrêmement difficile d'identifier les mécanismes de transmission par lesquels les politiques économiques affectent la pauvreté².

Jusqu'en 1994, le processus d'ajustement pouvait être considéré comme un échec en raison, notamment, des dérapages importants observés dans l'exécution de certains critères quantitatifs : déclin des exportations provoquant un fléchissement de la balance courante, recettes fiscales collectées en deçà des objectifs, stabilisation du solde négatif des avoirs extérieurs au lieu de son amélioration, accentuation de la situation débitrice du gouvernement à l'égard du secteur monétaire, accumulation des arriérés intérieurs et extérieurs³. Cependant, les effets de ces mesures d'ajustement sur la pauvreté n'ont pas été systématiquement examinés en utilisant des données d'enquêtes-ménages. C'est pour cette raison que nous entreprenons l'analyse dynamique de ce phénomène en utilisant les données de deux enquêtes ménages représentatives au niveau national et effectuées en 1983-1984 et 1996, l'une et l'autre par la Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale (DSCN)⁴.

L'analyse de la dynamique de la pauvreté permet de saisir comment les réalités macroéconomiques se répercutent sur les populations et, le

1. Faculté des Sciences Économique et de Gestion (FSEG) – Université de Yaoundé II – Cameroun sfambon@yahoo.fr.

2. Voir par exemple : FMI (1988), Ravallion et Huppi (1991).

3. Pour une présentation des programmes d'ajustement au Cameroun, voir BIAO *et al.* (1999).

4. Il s'agit de l'Enquête budget consommation (EBC), réalisée en 1983-1984, et de l'Enquête camerounaise auprès des ménages (ECAM I), réalisée en 1996.

cas échéant, de cibler les groupes les plus vulnérables afin de mieux orienter les politiques économiques.

Pendant la période 1960-1976, l'économie a connu une croissance modérée et équilibrée, exempte de distorsions des prix relatifs et de déficits insoutenables. Bien que très dépendant de la production des produits primaires (cacao, café, etc.), le dynamisme a reposé sur un tissu économique assez diversifié et une main-d'œuvre relativement bien adaptée aux besoins. La découverte, puis l'exploitation du pétrole, en 1978, ont inauguré un nouveau régime caractérisé par une forte croissance qui a duré jusqu'en 1985¹. Le rythme élevé de l'augmentation de la production s'est traduit notamment par un accroissement d'investissement et de l'offre des services publics qui ont concouru à l'amélioration du niveau de vie de la population.

À partir de la fin de 1986, le Cameroun est entré dans une longue phase de crise engendrée par des facteurs externes et internes. La concordance de la chute des prix des produits de base, notamment du pétrole, et de la dépréciation du dollar américain² ont entraîné une dégradation considérable des termes de l'échange (1986-1988). Face à cette situation défavorable, les autorités se sont engagées, en 1987, dans une politique d'ajustement appuyée par un programme autonome, sans intervention des institutions internationales de Bretton Woods. Ce programme visait à réduire les dépenses de l'État et à alléger le poids du secteur public au sens large. Ces mesures se sont avérées insuffisantes pour juguler la crise. Le gouvernement en est donc venu à adopter, en 1988, un accord de confirmation du FMI et un crédit d'ajustement structurel de la Banque mondiale. L'exécution des réformes a été lente et insuffisante pour stopper la chute de la production.

Le présent article s'articule autour de trois sections. À la section 1, nous présentons les principaux aspects théoriques et méthodologiques relatifs à la mesure de la pauvreté. À la section 2, nous quantifions les changements de cette pauvreté et nous procédons à la décomposition de ses variations en ses composantes de bien-être et de distribution. À la section 3, nous tirons les conclusions.

1. De 1965 à 1985, la croissance du Cameroun s'accélère en termes réels : le PIB par tête double quasiment. Au cours de cette envolée, on distingue trois sous-périodes :

- de 1965 à 1977, la croissance atteint un rythme moyen annuel d'environ 4 %, permettant une lente amélioration du PIB par tête ;
- de 1977 à 1981, la croissance s'accélère (+ 13 % en moyenne) à la suite de la découverte du pétrole et de sa mise en exploitation ;
- de 1982 à 1985, la croissance se maintient à un rythme soutenu (autour de 8 %).

Tout au long de la phase de décollage (1977-1985), le PIB réel par tête augmente rapidement, plaçant le Cameroun dans la catégorie des pays à revenu intermédiaire selon la classification de la Banque mondiale (voir, pour plus de détails, J.-J. Aerts *et al.* *L'économie camerounaise : un espoir évanoui*, Karthala, avril 2000).

2. La chute du cours du dollar a été déclenchée en 1985 à la suite de l'accord de plaza. À partir de 1985, les cours du pétrole ont enregistré une chute brutale, qui s'est poursuivie en 1986 pour se situer en deçà de 10 dollars le baril contre 27 en 1985.

1. MÉTHODOLOGIES EN MATIÈRE DE MESURE ET DE DÉCOMPOSITION DE LA PAUVRETÉ

La pauvreté est facilement perceptible lorsque des agents ne peuvent atteindre un niveau de bien-être matériel correspondant à un minimum acceptable par les normes de la société. S'il est souvent aisé de reconnaître la « pauvreté » d'un individu ou d'un ménage par son mode de vie, il est plus difficile de la quantifier. La détermination de la pauvreté exige non seulement qu'on évalue le bien-être des individus, mais qu'on détermine également le seuil à partir duquel une personne peut-être considérée comme pauvre.

1.1. L'indicateur de niveau de vie

Le niveau de vie d'un individu ou d'un ménage est un concept multidimensionnel englobant en principe chaque aspect de la consommation directe, ainsi que les activités et services non immédiatement consommables¹ (Sen, 1987). La nature pluridimensionnelle du concept de bien-être vient du fait qu'on ne peut pas facilement transformer plusieurs de ses composantes en numéraire. La meilleure façon de mesurer le bien-être individuel est donc d'utiliser une mesure monétaire (Deaton et Muellbauer, 1980). On doit alors disposer de données exhaustives sur le niveau de revenu ou de dépense des ménages. Sur le plan théorique, l'hypothèse implicite est que les transactions s'exécutent au sein d'un système de marché. Or, dans les pays africains, une bonne partie des transactions se réalisent hors marché de sorte qu'on doit attribuer une valeur monétaire à ces transactions et les inclure dans les revenus ou les dépenses.

L'utilisation d'une mesure de bien-être fondée sur la dépense est soutenue par deux arguments. Sur le plan conceptuel, la théorie du revenu permanent suggère que les dépenses sont une meilleure approximation des revenus à long terme, donc du niveau de vie, que les revenus courants dévoilés par une enquête auprès des ménages. Sur le plan empirique, on peut montrer que les dépenses sont mesurées avec une plus grande précision que les revenus, surtout dans le cas où une part importante de ceux-ci est tirée du secteur informel. Dans le cas des deux enquêtes utilisées dans notre travail (l'enquête EBC de 1983-1984 et l'enquête ECAM 1996), moins de 8,6 % des ménages ont déclaré un revenu supérieur aux dépenses ! En d'autres termes, les revenus ont été largement sous-estimés et constituent une piètre approximation du bien-

1. La consommation directe comprend les biens qui sont soit achetés directement sur le marché, soit produits par le ménage lui-même. Les activités et services non consommables sont souvent fournis par l'État (par exemple, la santé, l'éducation et l'accès à l'eau potable) et contribuent directement ou indirectement au niveau de vie des ménages.

être. Pour cette raison notre étude privilégiera les dépenses totales¹. Les ménages étant différents par la taille et la composition, il faut, dans ces conditions, mettre en place un processus de normalisation qui permet de tenir compte des économies d'échelle en termes de consommation. Théoriquement, il serait préférable de diviser les revenus ou dépenses totales des ménages par le nombre d'équivalents-adultes/jour de ces derniers (Deaton et Muellbauer, 1980). L'échelle d'équivalence adulte que nous avons adoptée conduit à utiliser des coefficients de pondération de 0,5 et de 1, selon que les personnes sont âgées de moins ou de plus de 15 ans. Ces dépenses totales ont été exprimées en termes réels pour permettre la comparaison de la pauvreté sur la période².

1.2. La ligne de pauvreté

L'analyse de la pauvreté exige l'établissement d'une ligne de pauvreté³ à utiliser en conjonction avec les indicateurs du bien-être. Il existe deux grandes approches pour la construction d'une ligne de pauvreté. La première, qualifiée d'« absolue », est basée sur un minimum de besoins nutritionnels à satisfaire. Elle est traduite en dépenses alimentaires minimales auxquelles on peut ajouter un panier de biens non alimentaires jugés essentiels. Cette ligne de pauvreté est influencée par les habitudes alimentaires et par les normes sociales et culturelles. Dans une certaine mesure, la ligne de pauvreté absolue est donc en partie « relative ». La deuxième approche de construction envisageable est la ligne de pauvreté relative. Elle est arbitraire, car entièrement déterminée par la distribution des dépenses à partir desquelles elle est calculée. Pratiquement, on décide d'une ligne de pauvreté sur la base d'une proportion subjective et présélectionnée des dépenses moyennes (voir Boateng *et al.*, 1992). Quelle que soit la méthode utilisée, la ligne de pauvreté procède ainsi d'un découpage *a priori* entre pauvres et non pauvres. Dans cette étude, nous avons opté pour deux lignes de pauvreté absolue⁴. La ligne de pauvreté inférieure (ZL) est de 373,26 francs CFA/équivalent-adultes/jour. La seconde correspond à une ligne de pauvreté

1. Pour les deux enquêtes utilisées dans cette étude, il convient de noter que les données de dépenses ont été recueillies auprès des ménages plutôt qu'auprès des individus, pour que soit ainsi reflétée l'importance du partage des revenus et des biens publics au sein des ménages. Cela a pour implication que le niveau des dépenses (comme base de notre mesure de bien-être) ne peut être mesuré de façon satisfaisante qu'auprès des ménages.

2. Comme nous nous concentrons sur une mesure monétaire du bien-être, à savoir la dépense des ménages par équivalent-adultes, nous n'avons pas besoin d'examiner d'autres indicateurs comme l'accès aux services de base, la scolarisation et les résultats nutritionnels des enfants.

3. La construction d'une ligne de pauvreté est un domaine controversé de l'analyse de la pauvreté. Concernant la construction des seuils de pauvreté voir par exemple Sen (1987) et Ravallion (1992).

4. Ces deux lignes de pauvreté ont été calculées en utilisant la méthode du coût des besoins essentiels (pour plus de détails, voir Fambon *et al.*, 2001).

supérieure (ZU) que l'on fixe à 533,87 francs CFA équivalent-adultes/jour¹.

1.3. La mesure de la pauvreté

Ayant choisi l'indicateur du niveau de vie et la ligne qui sépare les pauvres des non pauvres, il reste à synthétiser l'information sur le niveau de vie. Habituellement, cet exercice s'effectue au moyen d'un indice de pauvreté qui est un chiffre unique cherchant à exprimer les renseignements contenus dans la distribution globale du niveau de vie. La forme générale de cet indice est donnée par l'expression :

$$P = P(Z/\mu, L) \quad (1)$$

où μ est la moyenne du revenu de la population, z est la ligne de pauvreté déterminée de manière exogène, et L est un paramètre caractérisant la distribution du revenu mesurée par la fonction de Lorenz. La spécification de la pauvreté sous la forme donnée par l'équation (1) présente plusieurs avantages pratiques. À partir de la forme précédente, il est possible, de construire des tests de significativité statistique pour une ligne de pauvreté donnée. De plus, il est facile de décomposer le changement de la pauvreté en variations dues respectivement aux changements du revenu moyen et en variations provenant des changements de la distribution sous-jacente (Datt et Ravallion, 1992). En outre, cette formule permet de calculer les élasticités du revenu moyen et de l'inégalité. Une spécification explicite de P , souvent utilisée, est un indice originellement suggéré par Foster, Greer, et Thorbecke (1984). Cet indice est connu sous l'appellation FGT ou indice P_α . Pour une distribution discrète de revenu², la classe P_α des mesures de la pauvreté est donnée par la formule :

$$P_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha \quad (2)$$

où z est encore la ligne de pauvreté ; y_i représente les dépenses par équivalent-adultes/jour de l'individu i ; n est le nombre d'agents ; q est

1. Dans chaque cas, la ligne de pauvreté est la somme d'une ligne de pauvreté monétaire alimentaire et d'une autre ligne de pauvreté non alimentaire. La ligne de pauvreté alimentaire est le montant minimum des dépenses qu'un individu doit consacrer à l'alimentation afin de parvenir aux besoins quotidiens de 2 400 calories. La ligne de pauvreté non alimentaire est le montant minimum des dépenses qu'un individu doit consacrer à certains besoins non alimentaires.

2. Pour une distribution continue de revenu (ou des dépenses), la classe P_α des mesures de la pauvreté est donnée par :

$$P_\alpha = \int_{i=1}^z \left\{ \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha f(y) \right\} dy,$$

où z est la ligne de pauvreté.

le nombre de pauvres ; α est le paramètre d'aversion pour la pauvreté¹. Il découle de cette formule générale trois principales mesures de la pauvreté que nous utilisons dans les analyses récentes à savoir : l'incidence, la profondeur et l'inégalité dans la pauvreté². Si $\alpha = 0$, on obtient l'indice de pauvreté le plus simple et le plus connu, l'incidence de la pauvreté $P_0 = \frac{q}{n}$ où q est le nombre de ménages ou d'individus pauvres et n le nombre total de ménages. Cet indice est également appelé « ratio de pauvreté », car il représente le nombre de pauvres exprimé en pourcentage de la population totale.

Bien que P_0 soit un indice de pauvreté très utilisé, il a l'inconvénient de s'attacher exclusivement au nombre des pauvres et non à l'étendue de la pauvreté. Si la personne la plus pauvre devient plus pauvre, l'indice P_0 n'en rend pas compte puisque le nombre de pauvres ne varie pas. En pratique, cette difficulté est levée en élargissant la mesure de la pauvreté par la prise en compte de l'étendue moyenne, c'est-à-dire l'éloignement par rapport au seuil de pauvreté. Ainsi, si Z est la ligne de pauvreté et y_i le revenu du ménage ou la dépense par équivalent-adultes/jour, alors on peut exprimer la profondeur (P_1) par la formule suivante, qui permet d'estimer le montant de ressources nécessaires pour éradiquer la pauvreté :

$$P_1 = \frac{1}{n} \sum_1^q \{(Z - Y_i) / Z\} \quad (3)$$

$$\text{Si } \alpha = 2, \text{ on obtient : } P_2 = \frac{1}{n} \sum_1^q \{(Z - Y_i) / Z\}^2 \quad (4)$$

qui mesure la sévérité de la pauvreté. P_2 est sensible à l'incidence et à la profondeur de la pauvreté, mais aussi à la distribution des ressources parmi les pauvres.

Les mesures exposées ci-dessus sont additives et décomposables en sous-groupes. En effet, si $P_{\alpha j}$ est un indicateur de pauvreté α du groupe j , K_j la proportion du groupe j dans la population totale, P_α l'indicateur de pauvreté α pour la population totale, alors,

$$P_\alpha = \sum k_j \times P_{\alpha j}.$$

1. Le paramètre d'aversion pour la pauvreté α peut prendre n'importe quelle valeur positive ou nulle. Plus grande est sa valeur, plus grand est le « poids » des extrêmes pauvres, c'est-à-dire des personnes les plus éloignées du seuil de pauvreté.

2. Voir Ravallion (1992).

La contribution relative c_j de chaque groupe à la pauvreté est donnée par l'expression suivante¹:

$$c_j = (P_{\alpha j} \times k_j) / P_{\alpha} \quad (5)$$

1.4. Décomposition d'une variation de la pauvreté dans le temps

Bien qu'il existe différentes façons de décomposer des changements de la pauvreté au cours du temps, nous utiliserons ici la méthode dynamique de Datt et Ravallion (1992), qui permet d'évaluer les effets de la croissance et de la distribution des revenus².

Datt et Ravallion (1992) proposent une décomposition pour toute variation de la pauvreté entre deux périodes (t) et ($t + n$), qui quantifie rigoureusement l'importance relative de la croissance et de la redistribution du revenu. Cette procédure de décomposition a été appliquée par plusieurs auteurs et modifiée par Ali (1997). La méthodologie de Datt-Ravallion (1992) revient à établir une composante de croissance notée ($w(t, t + n, r)$) et une composante de distribution représentée par ($D(t, t + n; r)$). Un résidu de décomposition s'y ajoute : $R(t, t + n; r)$, où (r) représente une période de référence.

Un indice de la pauvreté, mesuré à une période t , peut être défini comme suit :

$$P_t = P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_t\right)$$

où Z est le seuil de pauvreté, μ le revenu moyen (dépendance moyenne), et L est un vecteur qui définit la courbe de Lorenz.

La décomposition s'exprime ainsi :

$$P_{t+n} - P_t = W(t, t + n; r) + D(t, t + n; r) + R(t, t + n; r) \quad (6)$$

La composante croissance $W(\cdot)$, situe l'impact de la variation du revenu moyen, la courbe de Lorenz étant maintenue constante au niveau de référence : (Lr). La composante redistribution $D(\cdot)$, donne la variation de la pauvreté due à une modification de la courbe de Lorenz,

1. Ces contributions permettent d'avoir une bonne idée des poches de localisation de la pauvreté dans le pays et peuvent servir de base à un dialogue sur les décisions à prendre pour lutter contre la pauvreté.

2. Au cours des deux dernières décennies, l'analyse de la pauvreté et ses relations avec la croissance et l'inégalité ont donné lieu à une vaste littérature. Pour une revue de cette littérature, voir Bigsten et Levin (2000).

le revenu moyen étant maintenu au niveau de référence (μ_r). Le résidu $R(\cdot)$ saisit l'interaction entre croissance et redistribution.

Les deux premiers termes du second membre de l'équation (6) peuvent encore s'écrire :

$$W(t, t+n; r) = P\left(\frac{z}{\mu_{t+n}}, L_r\right) - P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_r\right) \quad (7)$$

$$D(t, t+n; r) = P\left(\frac{z}{\mu_r}, L_{t+n}\right) - P\left(\frac{z}{\mu_r}, L_t\right)$$

Datt et Ravallion (1992) ont noté que le résidu $R(\cdot)$ existe lorsque la mesure de la pauvreté n'est pas additivement séparable entre μ et L , autrement dit, si l'effet marginal sur la mesure de la pauvreté imputable aux variations du revenu moyen dépend de la courbe de Lorenz. Si l'effet marginal sur la mesure de la pauvreté dû aux changements de la courbe de Lorenz dépend du revenu moyen, alors le résidu demeure présent. On peut interpréter le résidu comme la différence entre la composante croissance, évaluée aux niveaux terminal et initial de la courbe de Lorenz, mais également comme la différence entre la composante redistribution, évaluée aux niveaux terminal et initial du revenu moyen. Le résidu disparaît seulement si le revenu moyen ou la courbe de Lorenz sont inchangés dans la période de la décomposition.

Ali (1997) postule que la décomposition de Datt-Ravallion conduit à surestimer l'effet de croissance à cause de l'hypothèse de la constance du seuil de pauvreté dans la période de décomposition. Après avoir illustré son propos avec deux groupes de données provenant de l'économie nigériane, Ali note que, pour capter correctement la contribution relative de la croissance et de la distribution au changement de la pauvreté, des précautions doivent être prises, notamment dans le traitement de l'effet de la modification du revenu moyen sur le seuil de pauvreté. Pour résoudre ce problème, on ajuste les dépenses par équivalent-adultes pour les rendre comparables, par exemple, en exprimant les données de l'enquête EBC de 1984 aux prix de 1996. Cela donne la liberté d'appliquer la ligne de pauvreté de l'ECAM 1996 aux deux périodes sans avoir à considérer l'effet de la modification du revenu moyen sur le seuil de pauvreté.

1.5. Décomposition démographique et sectorielle

Considérons maintenant le second type de décomposition connu sous l'appellation de décomposition sectorielle. L'interrogation ici est la suivante : comment les différences régionales dans les changements de

la pauvreté ont-elles affecté l'incidence de la pauvreté au niveau national ? Pour répondre à cette question, nous utilisons la décomposition de la pauvreté régionale de Ravallion et Huppi (1991). La pauvreté peut être exprimée comme étant une somme de contributions à la pauvreté provenant de différents sous-groupes formant une population. Chaque sous-groupe contribue à la pauvreté totale en proportion de son propre niveau de pauvreté et de sa part relative dans la population. Ainsi, nous exprimons les changements de pauvreté à travers le temps, comme une fonction de différences dans ces facteurs. Formellement, si P_{it} désigne la mesure de pauvreté FGT du secteur i à la date $t = (1,2)$, en présence de k secteurs, la décomposition s'exprime de la manière suivante avec un changement de la pauvreté au cours du temps qui est décomposé en trois éléments faisant respectivement apparaître : l'effet intra-sectoriel, l'effet du changement de la population et l'interaction entre les effets intra et inter sectoriels :

$$P_2 - P_1 = \sum_{i=1}^k (P_{i2} - P_{i1}) + \sum_{i=1}^k (n_{i2} - n_{i1}) + \sum_{i=1}^k (P_{i2} - P_{i1})(n_{i2} - n_{i1})$$

Variation totale = effets intra-sectoriels + mouvement de la population
+ effets d'interaction.

1.6. Bases des données utilisées

L'évolution de la pauvreté entre 1983-1984 et 1996 est faite à partir des enquêtes EBC (1983-1984) et ECAM I (1996) de la Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale du Cameroun (DSCN). Ces enquêtes ont englobé 5 259 ménages en 1983-1984 et environ 1 700 ménages en 1996. Pour pouvoir comparer les résultats, des ajustements ont été faits sur les éléments de collecte et les méthodes de calcul des indicateurs. Les éléments communs aux enquêtes permettent ainsi d'apprécier cette évolution.

2. RÉSULTATS EMPIRIQUES

2.1. Évolution de la pauvreté au Cameroun

La population du Cameroun est d'environ 14,5 millions d'habitants. Une grande partie de cette population vit encore dans la zone rurale, en dépit de l'augmentation rapide du taux d'urbanisation. La dichotomie entre populations rurales et urbaines est un des traits caractéristiques du Cameroun actuel, résultat de la politique passée qui incitait les populations rurales à rester dans leur zone en restreignant la mobilité vers les zones urbaines. Les tableaux 1 et 2 indiquent les valeurs des indices P_α que l'on a précédemment décrits. Les indices sont donnés pour l'ensemble du Cameroun et pour la zone de résidence du chef de ménage, selon les lignes de pauvreté inférieure (ZL) et supérieure (ZU).

Lorsqu'on considère la répartition de la pauvreté entre les trois zones (urbaine, semi-urbaine et rurale) que l'on calculera avec la ligne de pauvreté inférieure, on observe que, quel que soit l'indice considéré, la prééminence du milieu rural vient en 1983-1984 comme en 1996. La pauvreté est donc un phénomène rural. Non seulement son incidence est ici plus élevée, surtout en 1996, mais c'est dans cette zone qu'elle est aussi la plus profonde et la plus intense. En 1983-1984, environ 26 % des habitants ruraux se situaient en-dessous du seuil de pauvreté inférieure, contre environ 21 % pour l'ensemble des camerounais, 14 % pour les résidents semi-urbains, et moins de 1 % pour les résidents urbains. En 1996, 57 % des habitants de la zone rurale étaient en-dessous du seuil de pauvreté inférieure, contre 43,9 % pour l'ensemble des Camerounais, 37 % pour les résidents semi-urbains, et 17 % pour les résidents urbains. Les indices pour les différentes zones obtenus avec la ligne de pauvreté supérieure permettent de faire des commentaires semblables.

Les tableaux 1 et 2 présentent également la contribution de chaque zone de résidence du chef de ménage à la pauvreté nationale pour chacun des indices P_α . En 1983-1984, 81 % de l'incidence nationale de la pauvreté (selon la ligne de pauvreté inférieure) était due à son incidence rurale. La contribution de celle-ci à la pauvreté nationale augmente au fur et à mesure que α passe de 0 à 1, puis à 2. De manière similaire, en 1996, environ 84 % de l'incidence nationale de la pauvreté concernait le monde rural. La contribution de cette dernière à la pauvreté nationale croît également avec les valeurs de α . Autrement dit, non seulement l'incidence de la pauvreté est plus élevée en zone rurale, mais sa gravité y est aussi plus marquée. Dans ces conditions, toute politique visant à réduire ce fléau devrait prioritairement être orientée vers les populations rurales.

Les tendances observées plus haut prévalent lorsque l'on considère la pauvreté calculée avec la ligne de pauvreté supérieure. En effet, les chiffres du tableau 2 indiquent qu'environ 39 % des Camerounais étaient affectés par la pauvreté en 1983-1984 contre 68 % en 1996. L'incidence de la pauvreté est plus élevée en milieu rural (48 %) que dans les zones semi-urbaines et urbaines (respectivement 30 % et 2 % en 1983-1984). En 1996, l'incidence de la pauvreté est d'environ 83 % en zone rurale contre respectivement 60 % et 37 % pour les zones semi-urbaines et urbaines. La contribution de la zone rurale à la pauvreté nationale en 1983-1984 est de 86 % pour P_0 , 86 % pour P_1 et 85 % pour P_2 . En 1996, la zone rurale contribue pour environ 80 % à la pauvreté nationale contre respectivement 56 et 16 % pour les zones semi-urbaines et urbaines. Ainsi, même pour la pauvreté calculée selon la ligne de pauvreté supérieure, dans l'élaboration des politiques de réduction de la pauvreté, il importe de prendre en compte à la fois la gravité et l'incidence du phénomène en zone rurale.

Tableau 1. – *Pauvreté selon les zones (1983-1984-1996)*
(ligne de pauvreté inférieure ZL = 373,26)

	1983-1984					
<i>Zone</i>	P_0	C_0	P_1	C_1	P_2	C_2
• urbaine	0,0035 (0,0024)	0,0054 (0,0038)	0,0005 (0,0004)	0,0029 (0,0022)	0,0001 (0,0001)	0,0012 (0,0011)
• semi-urbaine	0,1355 (0,0129)	0,1837 (0,0169)	0,0386 (0,0048)	0,1935 (0,0223)	0,0153 (0,0024)	0,1949 (0,0282)
• rurale	0,2585 (0,0105)	0,8109 (0,0172)	0,0693 (0,0037)	0,8036 (0,0223)	0,0272 (0,0018)	0,8039 (0,0282)
Cameroun	0,2091 (0,0162)	1,0 (0,00)	0,0561 (0,0052)	1,0 (0,00)	0,0220 (0,0024)	1,0 (0,00)
	1996					
<i>Zone</i>	P_0	C_0	P_1	C_1	P_2	C_2
• urbaine	0,1704 (0,0208)	0,1142 (0,0208)	0,0467 (0,0071)	0,1007 (0,0211)	0,0183 (0,0034)	0,0941 (0,0225)
• semi-urbaine	0,3700 (0,0934)	0,0436 (0,0244)	0,0900 (0,0276)	0,0342 (0,0200)	0,0347 (0,0125)	0,0313 (0,0192)
• rurale	0,5660 (0,0421)	0,8422 (0,0366)	0,1806 (0,0196)	0,8651 (0,0332)	0,0767 (0,0105)	0,8746 (0,0334)
Cameroun	0,4394 (0,0327)	1,0 (0,00)	0,1365 (0,0139)	1,0 (0,00)	0,0573 (0,0072)	1,0 (0,00)

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes EBC 1984 et ECAM 1996 et du logiciel DAD 4.3.

Les chiffres entre parenthèses représentent les écart-types.

Tableau 2. – *Pauvreté selon les zones (1983-1984 – 1996)*
(ligne de pauvreté supérieure, ZU = 533,87)

	1983-1984					
<i>Zone</i>	P_0	C_0	P_1	C_1	P_2	C_2
• urbaine	0,0150 (0,0048)	0,0043 (0,0014)	0,0024 (0,0010)	0,0020 (0,0009)	0,0007 (0,0004)	0,0013 (0,0008)
• semi-urbaine	0,2961 (0,0281)	0,1379 (0,0270)	0,0998 (0,0126)	0,1403 (0,0300)	0,0466 (0,0068)	0,1446 (0,0328)
• rurale	0,4764 (0,0238)	0,8578 (0,0271)	0,1578 (0,0115)	0,8577 (0,0300)	0,0711 (0,0064)	0,8541 (0,0328)
Cameroun	0,3918 (0,0366)	1,0 (0,00)	0,1298 (0,087)	1,0 (0,00)	0,0588 (0,0048)	1,0 (0,00)
	1996					
<i>Zone</i>	P_0	C_0	P_1	C_1	P_2	C_2
• urbaine	0,3675 (0,0314)	0,1592 (0,0238)	0,1163 (0,0126)	0,1273 (0,0218)	0,0510 (0,0066)	0,1118 (0,0213)
• semi-urbaine	0,6032 (0,1152)	0,0460 (0,0246)	0,2096 (0,0520)	0,0404 (0,0226)	0,0947 (0,0270)	0,0365 (0,0210)
• rurale	0,8265 (0,0357)	0,7948 (0,0394)	0,3426 (0,0246)	0,8324 (0,0361)	0,1749 (0,0166)	0,8516 (0,0343)
Cameroun	0,6798 (0,0313)	1,0 (0,00)	0,2691 (0,0188)	1,0 (0,00)	0,1342 (0,0119)	1,0 (0,00)

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes EBC 1984 et ECAM 1996 et du logiciel DAD 4.3.

Les chiffres entre parenthèses représentent les écart-types.

Pour évaluer la robustesse des résultats précédents, la technique de la dominance stochastique a été utilisée. Elle exige qu'on trace les courbes de distribution pour les différentes zones de l'étude ou des années à comparer pour tester la robustesse des deux principaux résultats : l'augmentation générale de la pauvreté entre 1984-1996, et l'augmentation de la pauvreté dans les trois zones de l'étude. La figure 1 compare les courbes FGT sur l'ensemble de la période. Il ressort de cette figure que la distribution de 1996 est entièrement sur la gauche et au dessus de la courbe FGT de 1984. On a donc une augmentation sans équivoque de la pauvreté.

Les figures 2, 3, et 4 permettent de faire la comparaison de la pauvreté entre 1984-1996 par zone. Les figures 2 et 4 montrent que la dominance de premier ordre est entièrement satisfaite tant pour la zone urbaine que rurale. Par conséquent, la conclusion selon laquelle la pauvreté aurait augmenté dans la zone urbaine comme dans la zone rurale n'est pas contredite. La figure 3 montre, par contre, l'existence d'intersections entre les courbes FGT de la zone semi-urbaine de 1984 et de 1996, au-dessous de 10 %, montrant ainsi que les conclusions concernant l'extrême pauvreté ne seront probablement pas robustes. Toutefois, le reste de la courbe FGT de 1984 est entièrement dominée par celle de 1996, traduisant ainsi une augmentation de la pauvreté.

Figure 1. – Les courbes FGT ($\alpha = 0$) pour les dépenses totales par équiv. adultes, Cameroun (1984-1996)

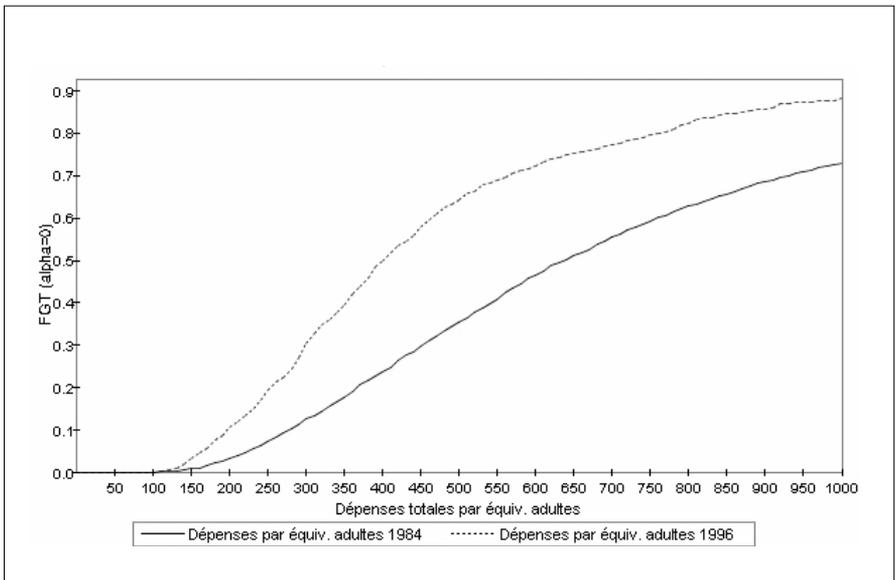


Figure 2. – Les courbes FGT (alpha = 0) pour les dépenses totales par équiv. adultes, urbain (1984-1996)

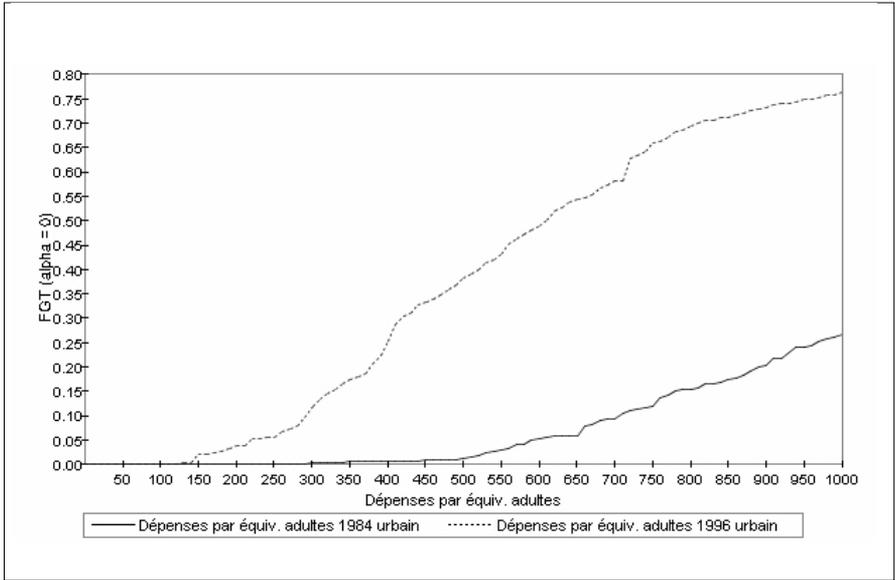


Figure 3. – Les courbes FGT (alpha = 0) pour les dépenses totales par équiv. adultes, semi-urbain (1984-1996)

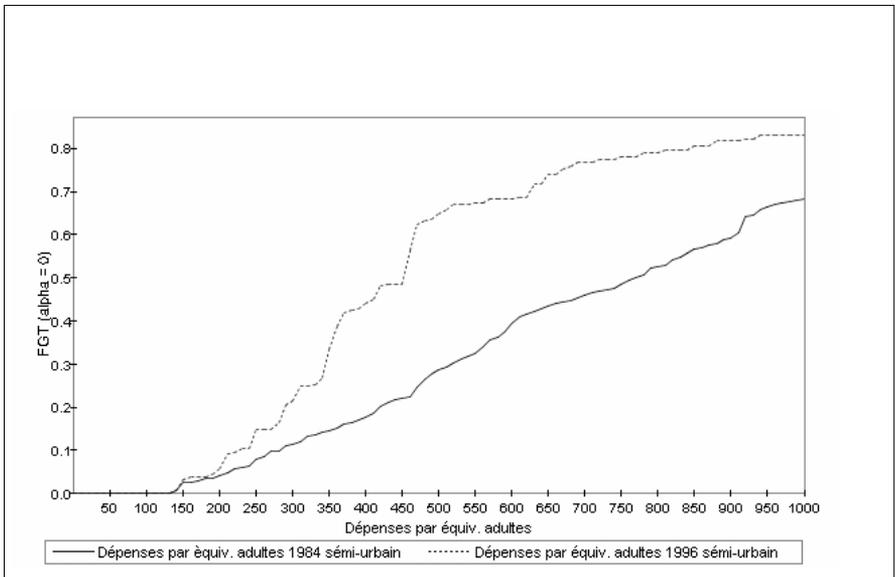
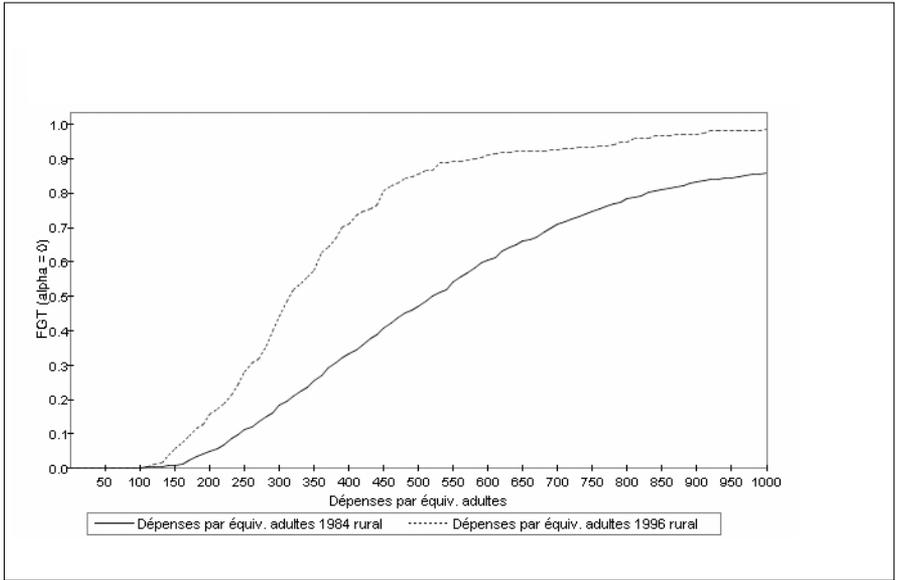


Figure 4. – Les courbes FGT (alpha = 0) pour les dépenses totales par équiv. adultes, rural (1984-1996)



2.2. Décomposition de la variation de la pauvreté selon les zones de résidence

Reprenant la méthode de Datt et Ravallion (1992) et utilisant la ligne de pauvreté inférieure, le tableau 3 montre la décomposition de la variation de la pauvreté pour la dépense totale par équivalent adulte par jour, aux différents niveaux : national, rural, semi-urbain et urbain. La période de référence est $t_1 = 1984$. Ce tableau donne les variations en points de pourcentage : 1983-1984 et 1996. L'incidence de la pauvreté se situait à 20,9 % en 1983-1984 et a augmenté de 24,6 points de pourcentage pour se situer à 43,9 % en 1996. La composante relative à l'activité économique a contribué à l'augmentation de la pauvreté pour 24,6 points de pourcentage, tandis que la composante de redistribution a concouru pour - 4,6 % à son évolution et le résidu pour près de 3 %.

Pour toutes les mesures proposées, la composante « activité » domine et augmente la pauvreté, ce qui s'explique par la contraction du produit intérieur, tandis que la composante de redistribution atténue l'impact précédent. Cette tendance reste vérifiée pour toutes les zones, à l'exception de la zone urbaine où les trois effets, activité, redistribution et résidu, contribuent simultanément à l'augmentation de la pauvreté.

Tableau 3. – *Décomposition de la variation des indices de pauvreté*
 « FGT($\alpha = 0,1, 2$; ZL = 373,26) », en croissance et redistribution
 Approche : Datt et Ravallion (1992) :
 période de référence = $t_1 = 1984$

<i>Zone</i>	<i>Composante de croissance</i>	<i>Composante de distribution</i>	<i>Résidu</i>	<i>Variation totale</i>
Décomposition Cameroun				
P_0	0,2464 (0,0352)	-0,0457 (0,0234)	0,0296	0,2302 (0,0365)
P_1	0,1011 (0,0143)	-0,0182 (0,0105)	-0,0182	0,0804 (0,0148)
P_2	0,0519 (0,0084)	-0,0096 (0,0046)	-0,0068	0,0354 (0,0076)
Décomposition urbaine				
P_0	0,1023 (0,0247)	0,0170 (0,0075)	0,0476	0,1670 (0,0209)
P_1	0,0202 (0,0052)	0,0027 (0,0027)	0,0232	0,0462 (0,0071)
P_2	0,0060 (0,0018)	0,0007 (0,0008)	0,0115	0,0182 (0,0034)
Décomposition semi-urbaine				
P_0	0,2345 (0,1037)	-0,0636 (0,0387)	0,0425	0,2134 (0,0959)
P_1	0,0873 (0,0287)	-0,0291 (0,0223)	-0,0143	0,0440 (0,0285)
P_2	0,0460 (0,0159)	-0,0141 (0,0080)	-0,0158	0,0161 (0,0130)
Décomposition rurale				
P_0	0,3416 (0,0489)	-0,0798 (0,0271)	0,0489	0,3107 (0,0473)
P_1	0,1530 (0,0215)	-0,0287 (0,0135)	-0,0112	0,1131 (0,0208)
P_2	0,0805 (0,0137)	-0,0146 (0,0059)	-0,0154	0,0504 (0,0111)

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes EBC 1984 et ECAM 1996 et du logiciel DAD 4.3.

Les chiffres entre parenthèses représentent les écart-types.

N.B. : Lorsque l'année de référence devient $t_2 = 1996$, on observe l'inversion des signes, mais sans modification de la valeur absolue de la composante résiduelle.

2.3. Décomposition sectorielle de la pauvreté

Le tableau 4 présente les résultats de la décomposition sectorielle de la pauvreté en composantes intra-sectorielle et inter-sectorielle de chaque groupe. Les résultats de cette décomposition, effectuée avec la ligne de pauvreté inférieure, peuvent être résumés de la manière suivante : la totalité de l'augmentation de la pauvreté au niveau national peut être attribuée à l'effet intra-sectoriel. Cet effet augmente la pau-

vrété de 23 points de pourcentage. Le mouvement inter-sectoriel de la population et l'effet d'interaction sont nuls. Concernant le rôle des différentes zones dans l'accroissement de la pauvreté, on note que l'augmentation du phénomène en zone urbaine entre 1984 et 1996, tel qu'exprimé par l'indice FGT(0) (P_0) était due simultanément aux effets intra-sectoriels (3,4 %) et intersectoriels (2 %). Par contre, les effets inter-sectoriels ont contribué à réduire la pauvreté alors que les effets intra-sectoriels ont plutôt participé à l'augmenter en zones semi-urbaine et rurale.

Tableau 4. – *Décomposition régionale de la variation de la pauvreté entre 1984 et 1996*

	<i>Effet intra-sectoriel</i>	<i>Effet inter-sectoriel</i>	<i>Terme de covariance</i>	<i>Variation de la pauvreté</i>
Urbain	0,0339	0,0159	0,000	0,0498
Semi-urbain	0,0250	-0,0344	0,000	-0,0094
Rural	0,2111	-0,0213	0,000	0,1898
Cameroun	0,2302	0,000	0,000	0,2302

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes EBC 1984 et ECAM 1996 et du logiciel DAD 4.3.

CONCLUSION

L'intention de ce travail était d'analyser non seulement l'évolution de la pauvreté monétaire au Cameroun entre 1984 et 1996, mais également de mettre en évidence les causes de cette variation en utilisant la décomposition de Datt et Ravallion. Les résultats montrent que, dans l'ensemble du pays, la pauvreté a fortement augmenté. L'incidence de la pauvreté est passée de 20,9 % en 1983-1984 à 43,9 % en 1996, son intensité de 5,6 % à 13,6 % et sa sévérité de 2,2 % à 5,7 %. Ces différentes hausses ont été les plus fortes dans les zones rurales. Dans ces conditions, toute politique visant à réduire la pauvreté doit prioritairement être orientée vers la population rurale.

La variation des différents indicateurs de pauvreté décomposée en effets de croissance et de redistribution montre que l'augmentation de la pauvreté est d'abord liée à l'activité économique, laquelle s'est contractée, alors que la composante de redistribution en a atténué l'impact. La décomposition sectorielle de la pauvreté montre que l'effet intra-sectoriel est responsable de la totalité de l'augmentation de la pauvreté nationale. De façon générale, cette augmentation pourrait être attribuée principalement aux zones rurales et, dans une moindre mesure, aux zones urbaines.

BIBLIOGRAPHIE

- Ali A.A.G., *Note on Decomposition of Poverty*, Nairobi, African Economic Research Consortium (AERC), 1997.
- Biao B., Fambon S. et Kengne Djeutane G., *Endettement extérieur et développement humain au Cameroun*, Yaoundé, Service œcuménique pour la paix, Presse de l'UCAD, 1999.
- Bigsten A. et Levin J., « Growth, Income Distribution and Poverty: A Review », *Paper for the WIDER conference on Growth and Poverty*, Helsinki, 25-26 May, 2001.
- Boateng O. *et al.*, « A poverty Profile for Ghana, 1987-88 », *Working Paper*, n° 5, Social Dimensions of Adjustment, Washington, DC, The World Bank, 1992.
- Datt G. et Ravallion M., « Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s », *Journal of Development Economics*, vol. 38, n° 2, 1992, p. 275-295.
- Deaton A. et Muellbauer J., *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge, Cambridge University Press, 1980.
- Fambon S. *et al.*, « Pauvreté et répartition des revenus au Cameroun durant les années 1990 », *Cahier de recherche*, n° 01-06 du CREFA, Département d'économique, Université Laval, Canada, 2001.
- Fonds monétaire international, « The implication of Fund-Supported Adjustment Programs for Poverty », *Occasional Papers*, n° 58, Washington, DC, IMF, May 1988.
- Foster J., Greer J. et Thorbecke E., « A Class of Decomposable Poverty Measures », *Econometrica*, vol. 52, n° 3, 1984, p.761-766.
- Ravallion M., « Poverty: A Guide to Concepts and Methods », *LSMS Working Paper 88*, Washington, DC, World Bank, 1992.
- Ravallion M. et Huppi M., « Measuring Changes in Poverty A Methodological Case Study of Indonesia During an Adjustment Period », *The World Bank Economic Review*, vol. 5 n° 1, 1991, p. 57-82.
- Sen A.K., *The Standard of Living*, Cambridge, Cambridge University Press, 1987.

PRÉFINANCEMENT COMMUNAUTAIRE ET ACCESSIBILITÉ AUX SOINS DE SANTÉ DE BASE : UNE ÉVALUATION DU CONSENTEMENT À PAYER DE MÉNAGES RURAUX AU CAMEROUN

Joachim Nyemeck Binam¹

Robert Nkendah²

Valère Nkelzok³

Dans les vingt premières années qui ont suivi son indépendance, le Cameroun a réalisé d'excellentes performances économiques, qui se sont traduites par un taux de croissance annuel moyen de 7 %. Ces performances ont permis à ce pays de se doter d'infrastructures sanitaires appréciables, qui se sont toutefois dégradées avec la crise financière des années 1980 et la contraction de la part du budget allouée au secteur de la santé. Cette situation a eu pour conséquence de faire passer les dépenses de ce secteur de 35,8 milliards de FCFA en 1986-1987 à 18,2 milliards de FCFA en 1995-1996, soit une baisse globale de 49 % en huit ans.

En 1978, pour parer aux problèmes sanitaires des pays en développement, l'Organisation mondiale de la santé (OMS) et le Fonds des Nations Unies pour l'Enfance (UNICEF) ont organisé, à Alma-Ata, une conférence qui a eu pour finalité l'adoption d'une stratégie en faveur des soins de santé primaires (SPP). Les SSP devaient contribuer à maîtriser les principaux problèmes de santé, réduire les écarts internationaux, mais aussi les différences entre régions et couches sociales d'un même pays. Vu les difficultés d'application de cette stratégie de soins et aux fins d'un élargissement des ressources financières, l'instauration du

1. Institut de Recherche Agricole pour le Développement (IRAD/ASB), Yaoundé, B.P. 2067, Yaoundé.

2. Faculté des Sciences Économiques et de Gestion Appliquée (FSEGA), Université de Douala, B.P. 7818, Douala.

3. Département de Philosophie-Sociologie, Faculté des Lettres et des Sciences Humaines, Université de Douala.

Cet article a été primé en obtenant la deuxième place lors de la Sixième Conférence annuelle du Global Development Network (GDN), tenue du 24 au 26 janvier 2005 à Dakar, Sénégal.

recouvrement des coûts a été proposée aux pays en voie de développement en 1985, puis fortement recommandée par la Banque mondiale en 1987. Une politique de tarification des prestations des services de santé a été également préconisée lors de l'Initiative de Bamako, en 1987. Ces systèmes, dits « de recouvrement de coûts », sur l'accès aux soins et l'utilisation des services de santé sont aujourd'hui controversés. S'il apparaît cependant que cette politique de tarification constitue une source de marginalisation des groupes vulnérables, il est grandement reconnu que l'amélioration de la qualité des soins qu'engendre le recouvrement des coûts permet d'atténuer et même de compenser l'effet négatif du prix (Sauerborn *et al.*, 1994 ; Akin *et al.*, 1995 ; Asenso *et al.*, 1997 ; Forsythe *et al.*, 2002 ; Mariko 2003a, 2003b).

Par ailleurs, il a également été établi que pour certaines couches sociales, notamment en milieu rural, le système de recouvrement des coûts marginaliserait les moins nantis à cause de leur situation économique précaire¹.

Au Cameroun, où 50,5 % de la population est affectée par la pauvreté, dont 56,7 % en milieu rural, le nombre de visites dans les centres de santé a considérablement diminué. Parmi les personnes ayant déclaré avoir été malades en 2001, moins de 48,7 % ont été capables de s'offrir des soins médicaux, 36,1 % des populations vulnérables (DSCN, 2002). Face à la faible capacité des ménages à payer les soins, il apparaît que le paiement individuel direct, comme forme d'expression de « recouvrement des coûts », présente plusieurs inconvénients :

- il ne permet pas le partage des risques entre malades et bien-portants ;
- il bute très rapidement sur la capacité des individus à payer et ne permet de récupérer qu'une partie des coûts ;
- il maintient souvent des individus dans une gestion au coup par coup des événements de santé et n'incite pas à l'anticipation des dépenses ;
- il fait en sorte que les solidarités – qu'elles soient horizontales, entre malades et bien-portants ou verticales, entre groupes sociaux – sont difficiles à prendre en compte.

En analysant les différentes formules de financement des dépenses de santé des pays en développement, Roodenbeke (2003) explique pourquoi la définition des objectifs poursuivis doit nécessairement précéder l'adoption des stratégies de financement. En effet, le caractère aléatoire de la maladie et, plus largement, l'origine sociale et économi-

1. Sur ce point voir également, Ouendo *et al.*, « Équité dans l'application de l'Initiative de Bamako : situation de la prise en charge sanitaire des indigents au Bénin et approche de solution », in M. Audibert, J. Mathonnat et E. de Roodenbeke (dir.), *Le financement de la santé dans les pays d'Afrique et d'Asie à faible revenu*, Paris, Karthala, 2003, p. 119-129.

que des grands problèmes de santé militent en faveur d'une couverture collective des principales dépenses de santé, surtout dans les sociétés traditionnelles. Il est grandement reconnu que les systèmes communautaires de partage des risques, comme le préfinancement pour utilisation future des services de santé, sont en mesure d'améliorer l'équité dans l'accès pour les populations rurales, mais également d'inciter les pourvoyeurs de ces soins à améliorer la qualité et l'efficacité des services tout en suscitant l'implication des populations dans leur gestion¹.

À cet effet, les systèmes de préfinancement de type mutualiste, avec une gestion décentralisée, peuvent constituer une alternative originale, à la portée des communautés rurales. Certaines questions se posent alors, notamment pour les populations camerounaises, en lien notamment avec la résolution du problème de disparité dans l'accessibilité aux soins de santé de base. En l'occurrence : quelle stratégie mettre sur pied pour leur permettre de recourir facilement aux services modernes de santé ? Quelle peut être la contribution des agents pour donner une pérennité à une telle stratégie ? Le présent chapitre tente d'apprécier les capacités de contribution réelle des ménages ruraux au préfinancement communautaire des soins.

La première section est consacrée à un exposé sur l'accès aux soins de santé et à la problématique du consentement à payer. La deuxième section retrace les éléments de méthodologie relatifs à la constitution de l'enquête et à l'estimation d'un Probit ordonné permettant d'identifier les déterminants du consentement à payer. La troisième section commente les résultats obtenus de l'analyse empirique. La conclusion revient enfin sur les conséquences de ce travail et sur ses implications particulières pour le Cameroun.

1. FINANCEMENT DES SOINS ET CONSENTEMENT À PAYER

Cette section donne un bref aperçu sur les systèmes de préfinancement, leurs caractéristiques et le consentement à payer.

1.1. Le systèmes de préfinancement de santé

La dernière décennie a fait l'objet d'un intérêt croissant pour l'introduction et l'expansion des systèmes de financement des soins de

1. Voir notamment C. Atim, « Social Movements and Health Insurance: A Critical Evaluation of Voluntary, Non-Profit Insurance Schemes with Case Studies from Ghana and Cameroon », *Social Science and Medicine*, vol. 48, 1999, p. 881-896 ; P. Schneider *et al.*, « Development and Implementation of Prepayment Schemes in Rwanda », *Technical Report*, n° 45, Bethesda, MD, Partnerships for Health Reform (PHR) Project, 2000.

santé basés sur la solidarité (Abel-Smith, 1986)¹. Les raisons souvent invoquées touchent à la fois la capacité de financement et leur effet redistributif de ce système. Il est en effet apparu que les systèmes modernes ne sont ni équitables ni efficaces en ce sens que, dans la majorité des cas, seuls les employés du secteur formel bénéficient des prestations.

Il existe une littérature abondante sur les systèmes volontaires et à but non lucratif de financement des soins de santé. Cette littérature atteste l'intérêt des chercheurs et du politique dans ce domaine. Cet intérêt a été conforté en reconnaissant en partie que les frais de santé affectent négativement l'équité et l'accessibilité des pauvres aux services. De Ferranti (1987), en examinant la faisabilité du recouvrement des coûts, fait ressortir de nouvelles possibilités de politiques de financement qui sont devenues assez courantes aujourd'hui dans l'environnement sanitaire africain. L'auteur suggère que la contribution des usagers aux coûts pourrait prendre non seulement la forme de recouvrement direct au point de réception des soins, mais également la forme d'un préfinancement pour une utilisation future des services. Une croissance rapide et une participation entière de la communauté pourraient être source de revenus substantiels.

Dans ce même ordre d'idée, Carrin (1987) a examiné l'opportunité des systèmes communautaires de financement par lesquels les communautés rurales et urbaines contribuent au financement des dépenses de santé. Il souligne que le financement communautaire doit entraîner une certaine implication de la population dans l'organisation du système. Deux avantages sont notamment mis en évidence. Le premier tient au fait que le contrôle local aurait un impact positif sur l'incitation du personnel de santé dans la collecte des revenus tandis que la conservation interne de ces revenus aurait pour conséquence de stimuler le personnel dans une implication efficace du système de financement. Le second avantage procède de ce que le système répondrait bien aux préférences et demandes des populations locales, de sorte qu'en retour, ces populations accepteraient le recouvrement des coûts.

Une étude récente (Creese et Bennett, 1997) aborde la question de savoir dans quelle mesure les systèmes ruraux de préfinancement sont réellement en situation de contribuer à l'accroissement des revenus des structures de santé ou à l'augmentation de l'équité dans l'accessibilité aux soins. Sur la base d'une enquête mondiale des systèmes de préfinancement, ces auteurs aboutissent à la conclusion que les systèmes mis en place dans les pays à faible revenu ont généralement une couverture très limitée, un taux de recouvrement des coûts très faible et

1. On verra notamment : World Bank, *Report of the World Bank Africa Technical Department: Better Health in Africa*, The World Bank, Human Resources and Poverty Division, Washington, 1993.

une capacité limitée de protéger les pauvres. Cependant, les auteurs atténuent ce pessimisme en mentionnant que plusieurs des systèmes étudiés ont été très mal conçus. Par conséquent, une bonne organisation et l'observation des expériences qui ont eu du succès pourraient résoudre la plupart des problèmes décelés.

1.2. Typologies des systèmes de financement de santé volontaires à buts non lucratifs

En Afrique, il existe au moins cinq systèmes de financement des services de santé volontaires et à buts non lucratifs. Le premier de ces systèmes est constitué des réseaux traditionnels sociaux de solidarité basés sur les liens tribaux (clan ou ethnie) du groupe cible. Ces réseaux sont généralement liés au milieu urbain, comme c'est le cas au Cameroun. Le deuxième groupe se compose de mouvements ou associations mutualistes de santé. Très inclusifs, ils sont établis dans les communautés rurales ou urbaines, les entreprises, les syndicats ou les associations professionnelles. Le troisième groupe forme un modèle de financement communautaire simplifié ou à faible participation, généralement organisé par les pourvoyeurs de soins de santé eux-mêmes dans un contexte de recouvrement de coûts et dans lequel l'implication des membres dans la gestion est faible. Le quatrième groupe est un modèle de financement communautaire complexe ou à grande participation dans lequel la communauté participe à la gestion en partenariat avec le pourvoyeur des soins. Le cinquième et dernier groupe est constitué de « sociétés d'aide médicale ». Ce sont les formes les plus élaborées des mouvements mutualistes. Elles nécessitent un personnel professionnel et certaines techniques de gestion empruntées aux compagnies commerciales d'assurance.

1.3. Le consentement à payer (CAP)

L'évaluation contingente (CV) est actuellement la technique la plus généralement utilisée pour évaluer la distribution des préférences des patients selon l'expression de leur consentement à payer (CAP). Le principe fondamental de cette méthode est que les préférences des individus doivent servir de base à l'évaluation des gains et des pertes des biens et services qui n'ont pas de marché. Il revient alors aux individus d'exprimer leurs préférences selon le concept de consentement à payer. Plusieurs biais peuvent survenir au cours de l'enquête. C'est le cas notamment du biais stratégique, qui survient lorsque le répondant pense aux conséquences ultérieures de l'enquête. Il adopte alors un comportement stratégique de « passager clandestin » et ne révèle pas ses préférences. Bien que l'évaluation contingente ait été longuement développée et appliquée dans les domaines des transports publics et de

l'environnement (O'Reilly *et al.*, 1994), son application devient de plus en plus importante dans le domaine des soins de santé¹.

Dans la littérature, certains auteurs ont conclu que le consentement à payer était influencé par différentes caractéristiques. Tshinko *et al.* (1995) regroupent ces facteurs en trois catégories distinctes : les facteurs de prédisposition, les facteurs facilitateurs et les facteurs de renforcement. Outre les variables sociodémographiques telles que l'âge, le niveau d'éducation, le genre, la religion ou la taille du ménage, les facteurs de prédisposition découlent généralement de l'environnement socioculturel des répondants. Les facteurs facilitateurs sont essentiellement issus des conditions économiques des agents interrogés, dont le niveau de revenu des ménages. Les facteurs de renforcement synthétisent enfin les caractéristiques propres au bien proposé. Il s'agit souvent de l'expérience sanitaire vécue par le répondant (accueil, disponibilité des médicaments, qualité du praticien, etc.).

2. MÉTHODE D'ANALYSE

La méthode d'analyse porte sur l'échantillonnage et les données de l'étude, l'évaluation du consentement à payer et la méthode d'identification de ses déterminants.

2.1. Échantillonnage et données de l'étude

Les données relatives à cette étude proviennent principalement de l'enquête de base effectuée par le Mouvement d'Action d'Aide aux Initiatives Locales de Développement (MAILD). Cette enquête a été effectuée dans le cadre du projet « *Accessibilité des populations vulnérables aux soins de santé de qualité : quelles opportunités pour la création des systèmes de préfinancement des soins de santé de type mutualiste au centre Cameroun ?* ». Le travail a été effectué à partir d'un échantillon aléatoire de 588 ménages ruraux. La procédure d'échantillonnage suivante a été utilisée : dans un premier temps, on a dressé la liste des services de santé des différentes localités rurales de la Province du Centre, puis, on a choisi différents villages de façon ciblée. À l'intérieur de chaque village, on a procédé au choix des principaux groupements ruraux d'action communautaire. Les comportements étant essentiellement homogènes dans cette région, même langue et même culture, cette action consistait essentiellement à regrouper les populations afin de mieux les identifier. Après le listage des différents membres, on a procédé à un tirage aléatoire en vue de constituer un échan-

1. S. Luchini, C. Potière, et J.-P. Moatti, « Eliciting Several Willingness to Pay in a Single Contingent Valuation Survey: Application to Health Care », *Health Economics*, vol. 12, n° 1, 2003, p. 51-64.

tillon de 588 ménages. Le questionnaire et le guide d'entretien ont constitué les principaux outils de collecte des données sur :

- les caractéristiques sociodémographiques et culturelles telles que l'âge, le genre, le statut matrimonial, le niveau d'éducation, la taille du ménage, le nombre d'individus actifs dans le ménage, le nombre d'enfants de moins de 15 ans, la tradition d'utilisation des services de santé modernes ;
- les caractéristiques socio-économiques telles que l'appartenance à un groupement d'intérêt économique comme variable « proxy » du capital social, le niveau de revenu des ménages ;
- la valeur du consentement à payer, c'est-à-dire les montants que les individus consentiraient à payer en vue d'être membre d'un système de préfinancement pour une consommation future d'une certaine catégorie de prestations sanitaires.

2.2. L'évaluation du consentement à payer

La contribution des ménages au financement des soins de santé soulève le problème de la fourniture et de la tarification des biens et services publics. Deux approches théoriques principales sont disponibles pour estimer de façon fiable le consentement à payer des ménages. La première, dite approche indirecte, se sert des données sur l'utilisation des biens ou services pour évaluer les réponses des consommateurs. La seconde, l'approche directe, consiste à demander aux individus combien ils sont prêts à payer pour l'utilisation d'un bien ou l'amélioration d'un service. Cette méthode directe cherche à construire des marchés hypothétiques pour les biens publics. C'est une méthode d'enquête originellement utilisée pour attribuer des valeurs monétaires aux biens et services pour lesquels les prix de marché n'existent pas ou ne reflètent pas la valeur sociale des prestations.

L'un des problèmes majeurs liés à la technique de l'évaluation contingente est que, pour certaines raisons, les personnes visées par l'enquête ne répondent pas correctement aux questions et donc ne fournissent pas le vrai consentement à payer. Les deux variantes les plus utilisées dans l'analyse contingente sont la méthode du questionnaire ouvert et la méthode du questionnaire fermé, ou technique à choix dichotomique (*bidding-game*). Dans le questionnaire ouvert, on demande au répondant d'exprimer sa volonté maximale à payer. Par exemple : « quel est le montant maximum que vous seriez prêt à payer pour participer à un système de paiement des soins de santé ? ». Le deuxième type de question consiste à proposer un montant de départ et à demander au répondant s'il est prêt à payer ce montant ou non (*bidding game*). Par exemple : « seriez vous disposé à payer cette somme pour participer à un système de prépaiement des soins de santé ? ». Pour les besoins de notre étude, la technique à choix dichotomique est utilisée.

Elle répond mieux aux stratégies de marchandage pratiquées sur les marchés africains.

2.3. Les déterminants de la disposition à payer

Bien que dans un système de préfinancement communautaire les valeurs offertes par les ménages soient des variables continues, les informations issues de la technique des choix dichotomiques (*bidding game*) sont un ensemble de réponses sous forme de valeurs discrètes. De ce fait, la valeur dépendante obtenue par la procédure des choix dichotomiques n'est pas la valeur maximum que le ménage serait disposé à payer, mais l'intervalle dans lequel la vraie valeur du consentement à payer se situerait. Considérons V_h le montant maximum que le ménage h consent à payer pour participer à un système de préfinancement communautaire des soins. Sur la base de la théorie de demande du consommateur, nous supposons que V_h est une fonction des attributs des soins des services de santé et des caractéristiques socioéconomiques des ménages :

$$V_h = a + X_h B + e_h \tag{1}$$

X_h est le vecteur des caractéristiques du ménage et des attributs du service de santé, a et B sont des paramètres du modèle, et e_h le terme d'erreur normalement distribué. Tant que V_h n'est pas observable par la technique du *bidding game*, l'équation (1) ne peut être estimée. Néanmoins, sur la base des réponses issues des interviews, le domaine dans lequel V_h se définit est connu. Considérons par ailleurs R_1, \dots, R_m , les m valeurs qui divisent le domaine de définition du consentement à payer (CAP) en $m + 1$ catégories (quatre modalités sont considérées ici), et y_h une variable catégorielle telle que :

$$y_h = \begin{cases} 1 & \text{si } V_h < R_1 \\ 2 & \text{si } R_1 < V_h < R_2 \\ \dots & \dots \\ M+1 & \text{si } V_h > R_m \end{cases} \tag{2}$$

Considérons également $i = 1, \dots, M + 1$. À partir de l'équation [1], nous avons $y_h = i$ si :

$$R_{i-1} < a + X_h B + e_h < R_i \tag{3}$$

ou
$$R_{i-1} - a < X_h B + e_h < R_i - a \tag{4}$$

ou
$$(R_{i-1} - a - X_h B) / \sigma < (R_i - a - X_h B) / \sigma, \tag{5}$$

où σ est l'erreur standard de e_h . En supposant que e_h suit une loi normale standard, alors :

$$\begin{aligned}
 P(y = i) &= P(R_{i-1} < V_h < R_i) \\
 &= P(u_{i-1} - X_h B < e_h < u_i - X_h B) \quad (6) \\
 &= F(u_i - X_h B) - F(u_{i-1} - X_h B),
 \end{aligned}$$

où $u_i = R_i - a$ et $F(\cdot)$ est la fonction cumulative de la loi normale standard. L'équation (6) est le model Probit ordonné qui sera utilisé pour l'explication de la variation de la valeur du consentement à payer (CAP). La méthode du maximum de vraisemblance donne des estimateurs consistants de u_i et B . Le tableau ci-dessous donne la description de la composition du vecteur des variables explicatives retenues pour les besoins de l'analyse empirique.

Tableau 1. – Les variables socioéconomiques et culturelles du Probit ordonné

<i>Variables</i>	<i>Description des variables</i>	<i>valeur</i>
Genre	Variable catégorielle représentant le genre du répondant	1 pour le genre masculin ; 0 pour le genre féminin
Âge	Âge du répondant	En années
Statma	Variable catégorielle représentant le statut matrimonial du répondant	1 si marié ; 0 si non
Éduc.	Variable catégorielle représentant le niveau d'instruction du répondant	1 si le répondant a au moins 4 années d'études, 0 si non
Enfant	Nombre d'enfants dans le ménage	le nombre d'individus ayant moins de 15 ans
Expass	Variable catégorielle représentant l'appartenance à une organisation ou association rurale d'action communautaire	1 si oui ; 0 si non
Confiance	Tradition d'utilisation du service de santé de la localité	1 si oui ; 0 si non
Revenue	Variable représentant le niveau de revenu mensuel du ménage	En franc CFA
Statsant	Variable représentant le statut sanitaire du ménage	Pourcentage des individus dans le ménage ayant déclaré avoir été malades 6 à 12 mois avant la période d'enquête comme proxy du taux de morbidité de la famille
Réception	Variable catégorielle représentant la qualité de l'accueil des patients	1 si accueil rapide ; 0 si non
Salubrité	Variable catégorielle représentant la propreté du centre de santé	1 si oui ; 0 si non
Médecin	Variable catégorielle représentant la présence régulière ou périodique d'un médecin au centre de santé	1 si oui ; 0 si non
Medispo	Variable catégorielle représentant la disponibilité des médicaments essentiels dans le centre de santé	1 si oui ; 0 si non

3. RÉSULTATS EMPIRIQUES

Cette section aborde essentiellement les résultats sur les différentes valeurs du consentement à préfinancer les soins de santé et leurs déterminants.

3.1. Analyse de la valeur du consentement à préfinancer les soins de santé par les ménages

Dans le département du Nyong et Kélé, au centre du Cameroun, 471 questionnaires ont pu être traités sur un échantillon originel de 588 ménages. L'impression générale est que les ménages ont porté un grand intérêt au questionnaire sur l'évaluation contingente. Évidemment, bien que cet intérêt ait été manifeste, environ 13 % des ménages ont déclaré ne pas savoir la valeur annuelle qu'ils consentiraient à payer pour être membres d'un système de préfinancement communautaire des soins de santé. De ces ménages, 7 % n'ont donné aucune réponse.

Tableau 2. – Test du biais du point de départ

	Valeurs de départ (FCFA/an)				
	4800	6000	7200	8400	Total
Nombre d'observations	95	141	41	186	471
Moyenne	5 995	6 025	7 125	8 800	7 230
Écart-type	1 005	1 190	1 435	1 685	1 350
Médiane par groupe	4 800	6 000	6 400	6 000	6 000
F_(4,467)					1,29
P(F)					0,28

Dans le département de Nyong et Kélé, la valeur moyenne du consentement à financer les soins (*cf.* tableau 2) est de 7 230 FCFA par individu et par an. Cette somme paraît assez réaliste au regard des statistiques publiées par le rapport de l'Institut National de la Statistique et de la Comptabilité Nationale sur les dépenses des ménages. En effet, il ressort de ce rapport que les dépenses annuelles en soins varient entre 5 600 et 13 000 FCFA chez les pauvres contre 37 000 par personne et par an dans les autres strates de la population. Comme l'indiquent les données, la valeur moyenne de 7 230 FCFA s'inscrit bien dans cet intervalle. Par ailleurs, il n'a pas été observé de valeurs de consentement à financer les soins que l'on pourrait considérer comme aberrantes. Sur la base de la pré-enquête, il est apparu que le modèle de questionnaire à choix dichotomique était beaucoup plus pratique que le questionnaire ouvert.

Les enquêteurs ont en effet constaté que les ménages se familiarisaient beaucoup plus au questionnaire fermé ou à choix dichotomique

(*bidding game*) dans la mesure où celui-ci s'apparentait bien à la façon dont les négociations se font dans les marchés ruraux. Le tableau 2 présente également les résultats du test sur un éventuel biais du point de départ. Si la valeur proposée par l'enquêteur introduisait un biais dans les propositions du répondant, une faible somme proposée au départ (4 800 FCFA) aurait dû aboutir à une valeur assez faible du consentement à financer les soins de santé par les ménages, et vice-versa. Les valeurs moyennes offertes par les ménages ne semblent pas varier systématiquement avec les valeurs de départ. L'hypothèse nulle selon laquelle les quatre échantillons proviennent d'une même population, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de différence significative entre les réponses issues des individus ayant eu différentes valeurs de départ, n'est pas rejetée.

Sur la base d'un revenu mensuel moyen de 24 000 FCFA par ménage, un ménage d'une taille moyenne de 6 personnes consentirait à déboursier une somme de 43 000 FCFA (7 200 x 6 personnes), soit environ 15 % (2,5 % par individu) de ses revenus annuels¹. Cette proportion par individu obéit bien aux 5 % recommandés par l'Organisation mondiale de la santé (De Ferranti, 1987), proportion considérée comme abordable pour les ménages ruraux de la province du centre. L'enquête ayant fait ressortir les cas de non-réponses, un test d'attrition s'avère toutefois nécessaire dans le but de fiabiliser les résultats.

À cet effet, certaines caractéristiques moyennes de l'ensemble de l'échantillon ont été comparées aux caractéristiques de l'échantillon réduit (celui ayant fait l'objet des analyses). Les résultats de ce test sont consignés au tableau 3. Le test étant non significatif, on en conclut qu'il n'y a pas de différence entre les caractéristiques de l'ensemble de l'échantillon et celles de l'échantillon réduit.

Tableau 3. – Test du biais d'attrition

Caractéristiques	Moyennes		Statistique du test $F_{(1,586)}$	Significa- tion $P(F)$
	Échantillon global $N = 588$	Échantillon réduit $N = 471$		
Âge	33	35	1,26	NS ^(a)
Genre	0,54	0,62	1,63	NS
Nombre d'enfants de moins de 15 ans dans le ménage	4	5	0,78	NS
Expérience sanitaire	0,48	0,55	0,44	NS
Expérience associative	0,35	0,29	0,24	NS
Statut sanitaire du ménage	0,19	0,17	0,06	NS
Revenu	16 814	18 398	2,53	NS

^(a) Non significatif.

1. Résultats de l'enquête. En effet, le revenu annuel moyen par ménage est de 288 000 FCFA (24 000*12) environ. En termes de proportion du préfinancement des soins de santé pour toute la famille, ceci équivaut à 15 % (43 000/288 000).

3.2. Analyse des déterminants de la valeur du consentement à préfinancer les soins de santé

L'estimation de l'équation (6) a permis de déterminer les facteurs qui influencent la valeur du consentement à financer les soins de santé pour une consommation future. Le tableau ci-dessous donne les résultats de l'estimation du modèle Probit ordonné par la méthode du maximum de vraisemblance. La statistique du ratio de vraisemblance (χ^2) montre que le modèle est globalement significatif, de sorte que les variables contribuent bien à l'explication du phénomène étudié.

Par ailleurs, les variables propres aux caractéristiques des répondants et des services de santé affectent bien la valeur du consentement à payer.

Tableau 4. – Résultats du modèle Probit ordonné des déterminants de la valeur du CAP

<i>Variables</i>	<i>Moyennes</i>	<i>Coefficients</i>	<i>T-ratio</i>
Constante		-0,41	-0,53
Lrevenue	9,82	0,03	2,28**
Lenfant	1,60	0,66	1,86*
Genre	0,62	0,21	1,89*
Statma	0,54	-0,02	-0,19
Éduc.	0,49	0,15	1,08
Expass	0,29	0,20	1,75*
Lage	3,55	0,08	0,44
Statsant	0,17	0,42	2,25**
Confiance	0,55	0,11	2,05**
Réception	0,20	-0,02	-0,12
Salubrité	0,17	0,03	0,21
Medispo	0,21	-0,03	-2,56***
Médecin	0,12	0,37	2,15**
Log(L)		-580,75	
LogL(0)		-596,69	
$\chi^2_{(13)}$		31,88***	
Ratio de vraisemblance ajusté		0,005	
Degré de liberté		458	

N.B. : Se rapporter au tableau 1 pour la définition des variables. Les *t* de Student sont donnés avec les seuils de confiance suivants : *** $P < 0,01$; ** $P < 0,05$; * $P < 0,1$.

3.2.1. Les caractéristiques propres aux répondants

Les résultats du tableau 3 montrent que les variables telles que le niveau de revenu exprimé en logarithme (LRevenue), le genre (Genre), la tradition d'utilisation des services de santé (Confiance), l'expérience associative (Expass) et le statut sanitaire du ménage (Statsant) affectent significativement la valeur du consentement à payer pour un système de

financement communautaire des soins de santé. Le coefficient positif et significatif du genre (Genre) suggère que les chefs de ménage masculins sont plus disposés à offrir des montants élevés et à participer à un système de préfinancement. Cette situation peut s'expliquer par le fait qu'ils détiennent le pouvoir de décision dans l'utilisation et l'affectation des revenus au sein du ménage rural.

Le coefficient positif et significatif de la variable *Express* montre l'importance de la dynamique associative dans l'explication du consentement à payer pour la consommation future de certaines prestations sanitaires. En effet, les individus qui ont une tradition associative et d'entraide communautaire sont plus disposés à participer à un tel système en consentant à payer des sommes élevées. Par ailleurs, le coefficient de la variable statut sanitaire (*Statsant*) montre que les familles où le taux de morbidité est assez élevé sont plus disposées à participer au préfinancement. Ce résultat est conforme au principe de sélection adverse en ce sens que ce sont les personnes généralement malades ou susceptibles de l'être le plus qui sont davantage disposées à participer à ce genre de système. Les variables *LRevenue* et *Confiance* sont également positivement corrélées avec la valeur du consentement à payer. Ce résultat corrobore celui de Tshinko *et al.* (1995). Il montre que le niveau de revenu des ménages et la tradition d'utilisation des services de santé sont des facteurs qui prédisposent à la participation.

3.2.2. Les caractéristiques propres aux services de santé

Il s'agit des variables liées à la disponibilité des médicaments essentiels dans les services de santé (*Medispo*) et à la présence effective ou périodique d'un médecin (*Médecin*). De notre étude, il ressort que la variable *Medispo* est négativement corrélée avec la valeur du consentement à payer. Ce résultat, plutôt contre-intuitif, pourrait être dû au problème de formulation de la question sur cet attribut. Par ailleurs, la corrélation avec la variable *Médecin* est positive et significative. Ce résultat suggère que les populations attachent une importance particulière à la qualité des services offerts dans les centres de santé, que ce soit en termes de disponibilité des médicaments essentiels ou de qualité des consultations. Une mauvaise appréciation de ces éléments serait préjudiciable à la fréquentation des centres.

CONCLUSION

L'objectif de cette étude était d'apprécier la disposition à préfinancer les soins de santé des ménages en milieu rural camerounais. À cet effet, la méthode d'évaluation contingente a été utilisée par le biais de la technique dite *bidding game* sur un échantillon complet de 471 ménages

ruraux. Au terme de l'analyse, il est apparu que 21 % des répondants étaient disposés à payer 4 800 FCFA par individu et par an avec une moyenne annuelle de 5 995 FCFA. Par ailleurs, 31 % des répondants consentiraient à payer 6 000 FCFA avec une moyenne de 6 025 FCFA, tandis que 39 % consentiraient à financer les soins à hauteur de 8 400 FCFA. Il est également apparu que, pour l'ensemble des répondants, la valeur moyenne du consentement à financer les soins s'élevait à 7 230 FCFA et que la moitié des répondants serait disposée à financer les soins de santé à moins de 6 000 FCFA.

L'identification des déterminants du consentement à financer, au moyen de l'estimation d'un Probit ordonné, a permis de déceler les caractéristiques propres aux répondants et aux services de santé. Ces caractéristiques sont : le niveau de revenu, le genre, la tradition d'utilisation des services de santé, l'expérience associative et le statut sanitaire du ménage, mais aussi les variables telles que la disponibilité des médicaments essentiels dans les services de santé et la présence effective ou périodique d'un médecin. Les résultats de l'étude suggèrent qu'il est possible d'entreprendre une enquête par la méthode d'évaluation contingente chez les ménages ruraux en moyenne plus vulnérables. Le problème de biais de point de départ n'est pas apparu. En d'autres termes, les répondants n'ont pas été influencés par les valeurs préalablement indiquées lors de l'enquête.

Cette recherche ne permet pas de juger si les ménages des différents villages sont à même de payer les montants déclarés lors de l'enquête d'évaluation contingente. Néanmoins, les résultats suggèrent que la méthode d'évaluation contingente est une méthode valable pour estimer la disposition des ménages à payer pour obtenir une meilleure accessibilité à des soins de santé de qualité en milieu rural. Cela a des implications politiques importantes pour les projets de mise en application des systèmes de préfinancement communautaire des soins. Par ailleurs, étant donné que l'enquête mise à notre disposition a été effectuée en partie par une organisation non gouvernementale (ONG), certaines recommandations peuvent être faites à son endroit. En l'occurrence, une valeur de 6 000 FCFA par individu et par an est une valeur indicative du consentement des agents à payer. Cela représenterait un débours mensuel de 500 FCFA par individu, somme qui paraît abordable compte tenu de la réalité économique du milieu. Enfin, pour éviter les phénomènes de sélection adverse, on peut recommander aux ONG de privilégier les souscriptions collectives plutôt que les souscriptions individuelles dans le cadre familial ou associatif. Les ONG devraient également susciter l'enthousiasme et l'implication des intervenants en santé pour qu'une offre de prestations efficace et de qualité soit rendue possible.

BIBLIOGRAPHIE

- Abel-Smith B., « Health Insurance in Developing Countries: Lessons from Experience », *Health Policy and Planning*, vol. 7, n° 3, 1986, p. 215-226.
- Akin J.-S., Guilkey D.-K. et Denton E.-H., « Quality of Services and Demand for Health Care in Nigeria: A Multinomial Probit Estimation », *Social Science and Medicine*, vol. 40, n° 11, 1995, p. 1527-1537.
- Asenso-Okyere W.K. *et al.* « Willingness to Pay for Health Insurance in a Developing Economy. A Pilot Study of the Informal Sector of Ghana Using Contingent Valuation », *Health Policy*, vol. 42, 1997, p. 223-237.
- Carrin G., « Community Financing of Drugs in Sub-Saharan Africa », *International Journal of Health Planning and Management*, vol. 2, 1987, p. 125-145.
- De Ferranti D., « Paying for Health Services in Developing Countries: An Overview », *World Bank Staff Working Paper*, n° 721, 1987.
- Direction de la Statistique et de la Comptabilité Nationale (DSCN), *Conditions de vie des populations et profil de pauvreté au Cameroun en 2001 : premiers résultats*, Yaoundé, DSCN, 2002.
- Forsythe S. *et al.*, « Assessing the Cost and Willingness to Pay for Voluntary HIV Counselling and Testing in Kenya », *Health Policy Planning*, vol. 17, n° 2, 2002, p. 187-195.
- Mariko M., « Accès aux soins de qualité : résultat d'une étude empirique menée à Bamako (Mali) », in M. Audibert, J. Mathonnat et E. de Roodenbeke (éd.), *Le financement de la santé dans les pays d'Afrique et d'Asie à faible revenu*, Paris, Karthala, 2003a, p. 41-58.
- « Quality of Care and the Demand for Health Services in Bamako, Mali: the Specific Roles of Structural, Process, and Outcome Components », *Social Science & Medicine*, vol. 56, n° 4, 2003b, p. 1183-1196.
- O'Reilly D. *et al.*, « The Value of Road Safety: UK Research on the Valuation of Preventing Non-fatal Injuries », *Journal of Transport Economics*, vol. 28, n° 1, 1994, p. 45-59.
- Roodenbeke E. de, « Financement de la santé : efficience, solidarité et lutte contre la pauvreté », in M. Audibert, J. Mathonnat et E. de Roodenbeke (éd.), *Le financement de la santé dans les pays d'Afrique et d'Asie à faible revenu*, Paris, Karthala, 2003, p. 325-337.
- Sauerborn R., Nougbara A. et Latimer E., « The Elasticity of Demand for Health Care in Burkina Faso: Differences Across Age and Income Groups », *Health Policy Planning*, vol. 9, n° 2, 1994, p. 185-192.
- Tshinko B.-L., Constandriopoulos A.-P. et Fournier P., « Plan de paiement anticipé des soins de santé de Bwamanda (Zaire) : comment a-t-il été mis en place ? », *Social Science and Medicine*, vol. 40, n° 8, 1995, p. 1041-1052.

This page intentionally left blank

TABLE DES MATIÈRES

Chapitre Introductif

- « Développement économique, croissance et réduction de la pauvreté : arbitrages ou synergies ? »..... 1
F. Mourji (LASAARE – Université Hassan II – Casablanca), B. Decaluwé (CIRPEE – Université Laval – Québec), P. Plane (CERDI-CNRS – Université d’Auvergne)

Première Partie

L’ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE ET SON FINANCEMENT

I. CROISSANCE, SYSTÈMES FINANCIERS ET INÉGALITÉS

- L’impact de la croissance économique et des inégalités sur la pauvreté..... 25
J.-P. Cling (DIAL – CIPRE), P. De Vreyer (Université de Nantes – LEN – C3E – CIPRE), M. Razafindrakoto (DIAL – CIPRE), F. Roubaud (DIAL – CIPRE)
- Développement financier, instabilité financière et réduction de la pauvreté..... 48
S. Guillaumont Jeanneney, K.-R. Kpodar (CERDI – Université d’Auvergne)
- Effet du développement financier sur les inégalités au travers des investissements productifs et éducatifs 75
F. Bresson (CERDI – Université d’Auvergne)

II. LA MICROFINANCE ET SES ENJEUX

- Microfinance et performance de remboursement au Bangladesh : Comment améliorer l’allocation des prêts des IMF’s ?..... 97
M. Godquin (TEAM – Université de Paris I – Panthéon-Sorbonne)
- Responsabilité conjointe et performance des groupes de crédit 126
L. Bassolé (CERDI – Université d’Auvergne – Clermont-Ferrand)
- Tests d’efficacité du financement des micro et petites entreprises dans la lutte contre la pauvreté : une approche statistique..... 140
A. Touhami (Institut National de Statistique et d’Économie Appliquée à Rabat)

Le financement des très petites entreprises urbaines : étude d'impact d'un projet de microfinance à Antananarivo (Madagascar).....	167
<i>F. Gubert, F. Roubaud (DIAL – IRD)</i>	

Deuxième Partie

INÉGALITÉS ET REDISTRIBUTIONS**III. INÉGALITÉS ET TRANSFERTS INTRA MÉNAGES**

Modélisation du travail des hommes et des femmes dans un modèle d'équilibre général calculable appliqué au Népal.....	195
<i>I. Fofana, J. Cockburn, B. Decaluwé (CIRPEE – Université Laval – Québec)</i>	
Les déterminants de la demande d'éducation chez les enfants travaillant dans le secteur de l'artisanat à Marrakech : analyse micro-économétrique.....	223
<i>M. Bougroum, A. Ibourk (CREQ – Université Cadi Ayyad – Marrakech)</i>	
Transferts volontaires et transferts coercitifs : impact sur le travail domestique féminin en Tunisie	247
<i>B. Dostie, D. Vencatachellum (Institut d'Economie Appliquée – HEC Montréal – Université de Montréal)</i>	
Un test de rationalité collective sur des ménages bigames au Burkina Faso.....	263
<i>A. Dauphin (IDRC – CIRPEE – Université Laval), G. Lacroix (CIRPEE – Université Laval et CIRANO), B. Fortin (CIRPEE – Université Laval et CIRANO)</i>	

IV. REDISTRIBUTION ET PAUVRETÉ

Réformes fiscales et réduction de la pauvreté : application sur des données tunisiennes	291
<i>S. Bibi (CIRPEE – Faculté des Sciences Économiques et de Gestion de Tunis), J.-Y. Duclos (CIRPEE – Université Laval – Québec)</i>	
Pauvreté, croissance et redistribution au Cameroun.....	312
<i>S. Fambon (Faculté des Sciences Économiques et de Gestion – Université de Yaoundé II)</i>	
Préfinancement communautaire et accessibilité aux soins de santé de base : une évaluation du consentement à payer de ménages ruraux au Cameroun	329
<i>J. Nyemeck Binam (IRAD/ASB – Yaoundé), R. Nkendah (FSEGA – Université de Douala), V. Nkelzok (Département de Philosophie – Sociologie – Université de Douala)</i>	