



PMMA- Cahier de recherche 2008-06 ; PEP ISSN 2709-7331 ; SSRN ISSN 1556-5068, DOI : <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3171567>

Dynamique de la pauvreté urbaine au Bénin: une analyse en termes d'entrées et sorties

Mededji Damien



**POVERTY &
ECONOMIC POLICY**
RESEARCH NETWORK

PMMA Working Paper 2008-06

**Dynamique de la pauvreté urbaine
au Bénin: une analyse en termes
d'entrées et sorties**

Damien Mededji

May 2008

Damien Mededji (INSAE, IREEP, CERDI)
dam_mededji@yahoo.com
damien.mededji@u-clermont1.fr

Résumé

Pour analyser la transition dans la pauvreté, ainsi que les facteurs déterminants les entrées et sorties dans la pauvreté en milieu urbain au Bénin, cette étude utilise des données de panel de 836 ménages constituées à partir des enquêtes officielles sur les conditions de vie des ménages (Elam 96 et 99). Les résultats montrent que la proportion des ménages pauvres de court terme est plus importante que celle des pauvres de long terme et qu'au sein des pauvres de court terme, les entrées sont supérieures aux sorties. En outre, les sorties dans la pauvreté sont déterminées par le statut du chef de ménage sur le marché du travail, le secteur d'activité, les variables démographiques, l'appartenance ethnique et l'habitat. Quant aux facteurs d'entrée dans la pauvreté, ils portent notamment sur la localisation géographique et le statut sur le marché du travail des membres du ménage en dehors du chef.

Mots clés : Dynamique, déterminants de la pauvreté, entrées, sorties, données de panel

Codes JEL : C23, I32, C51

Abstract

In order to carry out an analysis of transition in poverty, as well as the determining factors of entry to and exit out of poverty in the urban areas of Benin, this study uses the panel data of 836 households which were constituted based on the official surveys on households living conditions (Elam 96 and 99). The findings reveal that the proportion of households which are poor over a short-term is more important than that of households which are poor over a long-term and that, among households which are poor over a short-term, there are more cases of entry to poverty than cases of exit out of poverty. The determinants of cases of entry into and exit out of poverty have been analyzed based on the multinomial logit model. According to the findings, cases of exit out of poverty are determined by the status of the household head in the labour market, the activity sector, the demographic variables (number of dependents, gender), the ethnic group and the area of residence. The factors which allow entry into poverty are, on their part, relating to the geographical location, the status of household members in the labour market - except for the household head, the demographic factors (size of household, number of adults within the household) and the ethnic group. Education seems to favour long-term non poverty.

Keywords: Dynamics, poverty determinants, entry, exit, panel data

JEL Classifications: C23, I32, C51

Ces travaux ont été réalisés grâce au support financier et scientifique du Réseau de recherche sur les politiques économiques et la pauvreté (PEP), financé par l'Agence australienne pour le développement international (AusAID) et le Gouvernement du Canada par le biais du Centre de recherche pour le développement international (IDRC) et de l'Agence canadienne de développement international (ACDI). Je tiens à remercier particulièrement Jean-Yves Duclos, Araar Abdelkrim, Chris Scott, Touhami Abdelkhalek, Dorothée Boccanfuso et John Cockburn pour leurs précieux commentaires et suggestions.

Introduction

Depuis le début des années 1980, l'impact des programmes d'ajustement sur la pauvreté et l'équité a fait l'objet d'intenses débats (David *et al.*, 1996). Les critiques sur les programmes du FMI et de la Banque Mondiale ont mis l'accent sur les effets négatifs de mesures telles que le licenciement de travailleurs du secteur public, la dévaluation, l'élimination des subventions et l'introduction de la tarification des services sociaux. Réagissant à ces critiques, les institutions de Bretton Woods ont indiqué que les différentes mesures d'ajustement visaient plutôt à promouvoir la croissance économique, laquelle, serait le moyen le plus efficace pour réduire la pauvreté en Afrique. Pour les partisans de l'ajustement, la plupart des dépenses et programmes publics apparemment orientés vers le bien-être du plus grand nombre comportent un biais à l'égard des pauvres.

Conformément à ces options, le Banque Mondiale (BM) et le Fonds Monétaire International (FMI) ont lancé depuis 1999, une initiative conjointe qui place la lutte contre la pauvreté au cœur des politiques de développement. Ainsi, tous les pays à bas revenu, désireux de bénéficier d'une aide financière de ces deux organisations ou d'un allègement de la dette dans le cadre de l'Initiative PPTE (Pays Pauvres Très Endettés) se devaient de préparer un programme de lutte contre la pauvreté désigné « Document de stratégie pour la réduction de la pauvreté (DSRP). Il s'agit en fait de l'exposé d'une stratégie permettant le développement d'une économie de marché favorable aux pauvres, ainsi que des conditions permettant une croissance à la fois élevée et plus favorable. Mais face à cet engouement suscité par les DSRP et à la complexité croissante de la pauvreté, s'est posé le problème du ciblage des pauvres, et celui des facteurs qui déterminent de façon fondamentale les transitions de pauvreté. Cling *et al.* (2002) n'ont pas manqué de souligner l'acuité de ce problème dans le cadre des nouvelles orientations des stratégies de lutte contre la pauvreté. Ils posent ainsi le débat sur la forme de pauvreté à laquelle il convient de s'attaquer de façon prioritaire.

Cette préoccupation avait été déjà mise en exergue par Grootaert (1996). Dans un article sur la dynamique de la pauvreté en Côte d'Ivoire, cet auteur souligne qu'en pratique, l'analyse de la pauvreté dans les pays en développement tend à se focaliser sur la mesure de la pauvreté monétaire à un moment donné, ou à des comparaisons de pauvreté dans le temps, suite à deux enquêtes faites à des moments différents. Cette approche de la dynamique de la pauvreté, précise-t-il ne permet pas d'indiquer si les tendances observées concernent les mêmes ménages ou des ménages différents. Par conséquent, si le taux de pauvreté augmente, il est impossible d'en attribuer l'évolution à de nouveaux pauvres ou à l'existence d'un processus dynamique induisant des sorties et des entrées dans la pauvreté,

le nombre d'entrées étant supérieur au nombre de sorties. Or, cette transition peut se révéler importante et la distinction entre les deux phénomènes peut avoir des conséquences en termes de politique économique. Autrement dit, il importe de faire une distinction entre la pauvreté chronique et la pauvreté transitoire. Dans le premier cas, les programmes de rehaussement des dotations en capital humain et physique ou de transferts sociaux peuvent s'avérer indispensables, tandis que dans le second cas, des compléments de ressources ou des appuis ponctuels sont nécessaires pour aider les pauvres à sortir de leur situation.

Dans la réalité, plusieurs documents stratégiques de réduction de la pauvreté échappent à cette typologie (Ribaud *et al.*, 2001) car la distinction entre pauvreté chronique et pauvreté transitoire s'appuie sur des données de panel de plus de deux périodes, ce qu'on trouve rarement dans les pays en développement, en particulier en Afrique subsaharienne. En revanche, des enquêtes légères auprès des ménages existent qui permettent de mener des analyses sur la dynamique des entrées et sorties de la pauvreté avec des panels sur deux périodes. On peut ainsi distinguer les pauvres de court et long terme : les pauvres de court terme étant ceux qui le sont que pendant une seule période, et les pauvres de long terme, ceux qui le sont pendant les deux périodes

Le Bénin avec un revenu par tête de \$380 constitue l'un des pays les plus pauvres du monde avec une population urbaine pauvre estimée à 36,36 % en 1996, contre 38,03 %¹ en 1999. La proportion des pauvres de long terme est évaluée à 12,92 % contre respectivement 25,12 % pour les non-pauvres devenus pauvres, et 23,44 % pour les pauvres devenus non-pauvres, soit 48,56 % de pauvres de court terme. Ainsi, les pauvres de court terme sont plus importants que ceux de long terme. Ces indicateurs s'observent dans le contexte économique du début des années 90, après une décennie d'ajustement structurel et une relance de l'économie. Entre 1996 et 1999 en particulier, le Bénin a connu une expansion économique avec une croissance moyenne de 4,8 %.

En effet, en 1994, après le changement de parité du franc CFA, par rapport au franc français, les indicateurs économiques étaient globalement satisfaisants. Par rapport à 1996, le PIB réel s'est accru de 5,7 % en 1997 et l'inflation ramenée à 3,3 %. En outre, l'épargne nationale a atteint 14 % du PIB et le taux d'investissement s'est situé à 19 %. Il est également noté une reprise des recrutements (politique de recrutement direct et système de pré-insertion) dans la fonction publique.

De 1998 à 1999, le taux de croissance de l'économie béninoise est passé de 4 % à 5,3 %. L'évolution à la baisse observée entre 1997 et 1998 s'explique notamment par la situation embryonnaire du secteur secondaire dont la contribution à la richesse nationale est

¹ Le recours à la méthode de dominance permet de confirmer que le nombre de pauvres en 1999 est plus élevé que celui de l'année 1996.

apparue insignifiante. Elle passée de 0,5 % en 1997 à 0 % en 1998, puis à 0,2 % en 1999. Aussi, le taux d'inflation a-t-il atteint un pic de 5,8 % en 1998 avant de chuter à 0,3 % en 1999. Quant à l'épargne nationale, elle est passée à 12% du PIB, et le taux d'investissement à 18% en 1999. En revanche, la proportion des dépenses de consommation finale en général – ménages et administration –, et celle des ménages en particulier, a connu une évolution à la hausse entre 1996 et 1999. En ce qui concerne les ménages, leur consommation finale qui faisait 72 % du PIB en 1996 est passée à 75 % en 1999. Ce qui justifie la baisse du taux d'épargne étant donné que celui de l'investissement est resté pratiquement stationnaire.

Il en ressort que le pouvoir d'achat des ménages a été érodé par l'inflation. Ce phénomène s'est traduit par une dégradation du niveau de vie, notamment celui des ménages urbains entre 1996 et 1999. En atteste la comparaison des courbes de densité des dépenses de consommation par équivalent-adulte des ménages entre 1996 et 1999, d'où il ressort un étalement de la courbe de 1996 vers la droite (cf. Graphique 1).

L'évolution du niveau de vie des ménages urbains montre ainsi l'ampleur des entrées et sorties dans la pauvreté, et impose des mesures de politiques conséquentes. En effet, les facteurs déterminants des entrées et sorties dans la pauvreté ne sont pas identiques, comme l'attestent les résultats empiriques (Ravallion et Jalan, 1998a, 2000 ; McCulloch et Baulch, 1998, 1999 ; Yaqub, 2000a, 2000b). D'un point de vue économique, les facteurs susceptibles de faire basculer un ménage dans la pauvreté ne sont pas inversement identiques à ceux qui peuvent lui permettre d'en sortir. La seule considération de l'existence potentielle de trappes de pauvreté suffirait à expliquer une telle dissymétrie (Herrera et Roubaud, 2003). Aussi est-il nécessaire de connaître les facteurs qui déterminent les entrées et les sorties de la pauvreté.

Selon, Grootaert et Kanbur (1995), les facteurs socio-économiques et les zones de résidence constituent les déterminants les plus importants des entrées et sorties de la pauvreté. Considérant les dotations des ménages telles que le capital humain et le capital physique, Grootaert (1995) trouve que le capital humain est le facteur qui explique le mieux le changement du niveau de vie dans le long terme. En effet, les ménages composés de membres instruits subissent moins de perte en bien-être que les autres ménages. Ainsi, comme le stipule la théorie traditionnelle du capital humain (Mincer, 1974 ; Becker, 1975), les travailleurs sont rémunérés à leur productivité marginale, et les plus éduqués, supposés être plus productifs sont les mieux payés. Mais ces analyses ne distinguent pas les ménages par rapport aux entrées et sorties dans la pauvreté. Pareille considération, permettra d'apprécier les facteurs spécifiques qui déterminent ces différents groupes de ménages. Elle permettra aussi d'analyser la pauvreté de court et de long terme.

La deuxième section de cette étude sera consacrée à la présentation des sources des données et de l'indicateur du niveau de vie. La troisième section présentera le cadre méthodologique qui permettra d'élaborer la matrice de transition afin de distinguer quatre catégories de ménages et les évidences empiriques relatives à la population urbaine au Bénin. Ensuite, une quatrième section permettra de mettre en exergue, à partir d'un modèle probabiliste, les facteurs qui déterminent de façon significative la transition des ménages dans la pauvreté. Enfin des simulations seront effectuées à partir cette estimation pour apprécier l'impact des variables socio-démographiques sur l'appartenance des ménages aux différentes catégories de ménage.

Sources des données, indicateur de bien-être et évolution de la pauvreté

2.1 Sources de données

Les sources de données utilisées dans cette étude se réfèrent principalement à deux enquêtes réalisées auprès des ménages au Bénin par l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (INSAE)². Elles portent sur un échantillon aléatoire de ménages urbains. Les unités d'observation sont les ménages de différentes catégories sociales réparties sur plusieurs aires géographiques au Bénin. Les enquêtes de 1996 ont couvert cinq villes choisies de façon raisonnée selon leur importance démographique et économique. Il s'agit de Cotonou, Porto-Novo, Parakou et Abomey et Bohicon. Les deux dernières sont considérées comme une conurbation du fait de leur proximité.

Le plan de sondage repose sur un échantillonnage à deux degrés. Au premier degré, des zones de dénombrement ont été tirées à raison de 60 zones à Cotonou, 40 dans les autres villes. Au second degré, douze ménages ont été tirés par zone de dénombrement à Cotonou et dix dans les trois autres localités. Dans chaque zone de dénombrement, le tirage du ménage est équiprobable³, mais la probabilité de tirage du ménage n'est pas identique d'une zone de dénombrement à une autre. La méthode de sondage utilisée est proche de la méthode des quotas car le nombre de ménages à enquêter est fixé pour tenir compte des contraintes de calendrier et du nombre d'enquêteurs souhaitable par localité. Les zones de dénombrement tiennent compte de la répartition spatiale. Pour faire face à l'extrême mobilité des enquêtés, estimés à 15 % de la population, il est constitué un échantillon de renouvellement tous les deux ans. La taille de cette dernière étant égale à celle de la population perdue. Ces enquêtes sont construites sur la base d'un questionnaire modulaire administré par interview d'un enquêteur. Le nombre de modules remplis par ménage dépend de sa composition. Globalement, le questionnaire se compose de trois catégories de

² Avec l'appui technique et financier du Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD)

³ Il convient de préciser que les échantillons pour ces différentes enquêtes sont auto-pondérés.

modules, à savoir un module de base, des modules spécifiques et des modules conjoncturels.

La structure de l'édition de 1999 n'a pas changé par rapport à celle de 1996. En revanche, le nombre de villes a été augmenté de cinq, ainsi que la taille des ménages de l'échantillon. Cette dernière est passée de 1920 ménages à 3088. La répartition des ménages dans la confection de l'échantillon en 1996 est telle que la ville de Cotonou compte 720 (37,5 %) ménages contre 400 (20,83) pour chacune des autres trois villes. Après apurement des données de 1996, le nombre de ménages retenu est estimé à 1612⁴. C'est à partir de cet échantillon que nous avons constitué notre panel dont la taille est de 836 ménages. Il est constitué des ménages de l'édition de 1996 qui ont été retrouvés dans celle de 1999. Nous avons ainsi pu avoir un panel qui repose sur un échantillon représentatif par rapport à la taille définitive de l'enquête de 1996, et par rapport à l'ensemble du milieu urbain, ce qui permet d'extrapoler les résultats à toute la population urbaine. En effet, la différence entre les dépenses moyennes de consommation⁵ entre le panel de ménage constitué et l'échantillon de base⁶ est apparue statistiquement non significative à 5 %. Ce résultat semble être confirmé par la comparaison des courbes de densité des distributions de l'ensemble des ménages et celle de l'échantillon retenu (cf. Graphique 2).

2.2 Indicateur de bien-être et évolution de la pauvreté.

Le bien-être du ménage, qui est l'unité distributive, est appréhendé par les dépenses de consommation par équivalent adulte. Les seuils de pauvreté retenus sont ceux de l'INSAE (1996 et 1999) dont le calcul repose sur l'approche du coût des besoins essentiels⁷. Ainsi, le seuil de pauvreté absolue calculé pour le milieu urbain en 1996 est égal à 144 300 FCFA⁸ contre 156 990 FCFA en 1999. Pour tenir compte de la variabilité des prix, le seuil de l'année 1999 ainsi que les dépenses de consommation ont été déflatés par l'indice des prix⁹ à la consommation de 1999 (100:1996) ; ce qui ramène ce dernier à 142 718 FCFA. L'utilisation des niveaux de vie exprimée en terme réel, permet de suivre l'évolution du niveau de bien-être ou celui de la pauvreté dans le temps.

Pour la population urbaine, l'incidence de la pauvreté a connu une augmentation sensible, passant de 36,36 % en 1996 à 38,03 % en 1999. Cette variation de l'incidence a

4 La répartition des ménages dans la base de 1996 apurée se présente comme suit: Cotonou (34 %) et les autres villes (22 %).

5 Cf. tableau 7.

6 Celui de 1996 est composé de 1612 ménages.

7 Cette méthode consiste à estimer le niveau de dépenses nécessaire à un individu ou un ménage pour satisfaire un besoin calorique normatif donné. Il est ainsi déterminé un seuil de pauvreté global qui tient à la fois compte des dépenses alimentaires et non alimentaires.

8 Franc de la Communauté Francophone d'Afrique

9 Il est estimé à 110 et signifie que le pouvoir d'achat des ménages urbains a connu une érosion de 10% en 1999 par rapport à 1996.

été plus forte dans les deux grandes villes : Cotonou (17,02 %) et Porto-Novo (12,43 %). En revanche, dans les villes moyennes de Parakou, Abomey-Bohicon, l'incidence de la pauvreté a connu une baisse non négligeable, estimée respectivement à 5,44 % et 16,81 %. Une analyse selon le sexe du chef de ménage révèle que l'incidence de la pauvreté a connu une baisse considérable au niveau des ménages dirigés par les femmes (13,5 %) et une hausse sensible au niveau des ménages dirigés par les hommes (6,4 %). Cependant, si ces informations renseignent sur l'ampleur de la pauvreté, elles ne permettent pas d'apprécier le degré de mobilité des ménages par rapport à ce phénomène. L'estimation d'une matrice de transition pourrait permettre une telle appréciation.

Analyse de la transition des ménages: entrées et sorties

3.1 Détermination de la matrice de transition

Aspect très important dans la compréhension de la dynamique de la pauvreté, l'analyse de la transition des ménages commence par une appréciation objective d'une matrice de transition. Dans la littérature, les indices de mobilité déduits d'une matrice de transition sont considérés comme les meilleurs. Ils mesurent la mobilité relative¹⁰ et ne montrent aucune mobilité si les changements observés au niveau de l'indicateur du niveau de vie n'engendrent aucun mouvement entre les classes définies. Lorsque les données de panel couvrent une période suffisamment longue, l'analyse de la transition dans la pauvreté peut être appréciée à partir des modèles de durée, même si les investigations relatives à la pauvreté sont récentes. Elle peut être également appréciée par l'approche relative à l'analyse des processus stochastiques de type Markovien. Ces différentes méthodes ont, non seulement l'avantage de déterminer les probabilités de transition, mais aussi d'apprécier la trajectoire de survie des ménages pauvres.

En raison de la durée de notre panel, nous avons établi notre matrice de transition à partir de la comparaison de la situation des ménages entre 1996 et 1999. Dans la pratique, cette classification des ménages repose sur les indices FGT proposés par Foster, Greer et Thorbecke (1984)¹¹. Deux indices de pauvreté sont couramment utilisés : l'incidence $P(0, z)$ ou l'indice de sévérité de la pauvreté $P(2, z)$. Le premier est la proportion de la

¹⁰ Du point de vue relatif, un individu est mobile si son niveau de revenu (ou dépense) relatif change, c'est-à-dire, que sa position relative, dans la distribution des revenus ou dépenses de la société change. Elle découle des variations des rangs dans la distribution des revenus ou dépenses.

¹¹ Ils constituent les indices de pauvreté les plus utilisés dans la littérature et se présentent comme

$$\text{suit: } P(\alpha, z) = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^H \left(\frac{z - y_h}{z} \right)^\alpha$$

où $\alpha = 0, 1, 2$, peut être interprété comme un indice d'aversion pour la pauvreté. Plus il croît, plus s'accroît l'importance donnée aux plus pauvres des pauvres; z et y_h indiquent respectivement le seuil de pauvreté et le niveau de revenu ou de consommation du ménage h . H représente le nombre de ménages pauvres.

population classifiée comme pauvre et le second est supposé tenir compte de l'inégalité de la distribution des dépenses de consommation des pauvres. Pour l'analyse de la pauvreté chronique, l'indice de sévérité est préféré à l'incidence. Selon Cogneau (2002), les pauvres chroniques ont plus de chances de se trouver plus loin de la ligne de pauvreté, si bien qu'une mesure statique donnant un poids élevé aux individus ou ménages les plus éloignés de la ligne – comme l'indice de sévérité – permet d'appréhender, quoi qu'indirectement, la pauvreté chronique.

Cette approche a été utilisée par Ravallion (1998a) dans l'analyse de la pauvreté chronique et transitoire en Chine rurale, et plus tard, dans les études abordant la même problématique. Notre objectif étant surtout d'analyser la pauvreté de court terme, nous avons considéré l'incidence $P(0, z)$ qui semble plus adaptée pour faire la classification des ménages, et ainsi construire une matrice de transition.

De façon pratique, on distinguera sur les deux périodes quatre catégories de ménages, à savoir les ménages pauvres qui sont restés pauvres (pp), les pauvres qui sont devenus non-pauvres (pnp), les non-pauvres qui sont devenus pauvres (npp) et les non-pauvres qui sont restés non-pauvres (nnpn). Une telle classification permettra de répondre à la question concernant l'appréciation des ressources et les conditions qui ont permis à certains ménages de rompre d'avec la pauvreté, ou l'appauvrissement subi par les ménages qui sont tombés dans la pauvreté.

La matrice transition ainsi générée donnera la proportion relative de chaque catégorie de ménages. En terme de mobilité, les ménages qui se retrouveront sur la diagonale de cette matrice n'auraient donc pas bougé de leur position vis-à-vis de leurs états initiaux de bien-être. Ils sont considérés comme des *sédentaires* (*stayers*). Les autres sont mobiles. On parle de « *movers* ». De ce point de vue, les proportions en dehors de la diagonale principale sont des probabilités de transition que l'on peut aussi utiliser comme indicateurs de mobilité. Plus les probabilités de transition sont élevées, plus la mobilité est forte. De tels indicateurs de mobilité dépendent non seulement du nombre de classes de pauvreté définies, mais aussi de leur taille.

3.2 La transition dans la pauvreté en milieu urbain au Bénin

La matrice de transition (Tableau 1) retrace les mouvements relatifs de ceux qui entrent dans la pauvreté et de ceux qui en sortent. Pour la population urbaine, les résultats montrent que le taux d'entrée dans la pauvreté en 1999 est de 25,12 %, ce qui représente 39 % des ménages non-pauvres en 1996. Parallèlement, le taux de sortie de la pauvreté est de 23,44 %, soit plus de la moitié (64 %) des ménages pauvres en 1996.

En ce qui concerne les ménages sédentaires, on note que plus du tiers des non-pauvres (39 %) n'ont pas connu un changement de leur situation en 1999 alors que 12,92 % des ménages se sont avérés des pauvres de long terme. Ceci confirme, d'une part, l'assertion selon laquelle la pauvreté ne devrait pas être perçue comme un état permanent (IEM, 2001), et d'autre part surtout, qu'au sein des pauvres de court terme, les entrées sont de façon significative supérieures aux sorties.

En effet, comme le montre le graphique 3, la courbe représentant les entrées dans la pauvreté domine celle des sorties, et cela lorsque le seuil de pauvreté est situé approximativement entre 0 et 180 000 FCFA. L'acuité du phénomène de la pauvreté est ainsi traduite par la différence des flux de ceux qui tombent dans la pauvreté et de ceux qui en sortent. Ce mécanisme échappe à l'analyse basée sur deux coupes dans le temps, et constitue de ce fait, une question qui mérite une attention particulière.

Lorsqu'on considère l'approche selon le genre (Tableau1 et Graphiques 4 et 6)¹², on constate que le taux de sortie de la pauvreté au niveau des ménages dirigés par les hommes en 1999 est de 21,09, soit 60 % des ménages pauvres en 1996. Pour les ménages non-pauvres dirigés par un homme en 1996 et qui sont devenus pauvres en 1999, ils représentent une proportion de 27,50 %, soit 37 % des ménages non-pauvres. Ce qui signifie que près d'une personne sur trois est tombée dans la pauvreté en 1999. En outre, dans le groupe des ménages dirigés par les hommes, 13,91 % connaissent une pauvreté de long terme. Ce groupe de ménages représentait 40 % des ménages pauvres dirigés par un homme en 1996. Il en résulte ainsi, pour les ménages dirigés par les hommes, que dans le court terme, les entrées dans la pauvreté sont significativement supérieures aux sorties (cf. Graphique 6) de même que le nombre de pauvres de court terme est plus important que celui des pauvres de long terme.

Pour les ménages dirigés par des femmes, s'il apparaît que le nombre de pauvres de long terme est de loin inférieur à celui des pauvres de court terme, les entrées dans la pauvreté sont, en revanche, significativement inférieures aux sorties (cf. Graphiques 5 et 6). Les résultats montrent que le taux d'entrée dans la pauvreté en 1999 est de 17,35 % alors que le taux de sortie est de 31,12 %. Quant aux pauvres de long terme, ils représentent 9,69 % des ménages pauvres en 1999. En gros, 76 % des ménages pauvres dirigés par une femme en 1996 ont échappé à la pauvreté en 1999 tandis que 30 % des ménages non-pauvres en 1996 ont connu la pauvreté en 1999. Ce fort taux de sortie se justifie par la forte baisse de l'incidence de la pauvreté au niveau des ménages dirigés par les femmes entre 1996 et 1999.

¹² L'axe des ordonnées de ces graphiques présente le taux de sortie et d'entrée dans la pauvreté.

Ce résultat traduit le dynamisme des femmes, probablement lié à l'existence d'opportunités sur le marché du travail notamment dans les secteurs d'activités tels que commerce et les services qui apparaissent comme les principaux déterminants de sortie de la pauvreté. Rappelons qu'en milieu urbain au Bénin, il est noté une forte féminisation¹³ des activités économiques, notamment dans le commerce et la restauration (INSAE, 2002).

Pour les zones de résidence (Tableau 1 et Graphique 7), les flux des entrées et des sorties ainsi que l'ampleur de la pauvreté de court terme et de long terme reflètent le degré d'urbanisation de chaque ville. Parmi les quatre villes considérées, Cotonou et Porto-Novo sont les plus importantes du point de vue économique et démographique. Pour ces deux villes, le nombre de pauvres de long terme est de l'ordre de 8 %. Le taux d'entrée dans la pauvreté est respectivement de 33,19 % et 22,19 % à Cotonou et à Porto-Novo. En ce qui concerne le taux de sortie, il est de 16,17 % pour Cotonou et 14,59 % pour Porto-Novo. Il en résulte d'une part, que les entrées dans la pauvreté en 1999 sont largement supérieures aux sorties, et d'autre part, que les pauvres de long terme sont moins importants que les pauvres de court terme. Quant au degré de mobilité, non seulement il est élevé, mais il se situe dans le même ordre de grandeur dans les deux villes. A Cotonou, les entrées représentent 44 % des ménages non-pauvres et les sorties, 68 % des ménages pauvres. En ce qui concerne la ville de Porto-Novo, les entrées sont estimées à 35 % des ménages non-pauvres et les sorties, à 64 % des ménages pauvres.

Toutes ces transformations traduisent la forte variation de l'incidence de pauvreté observée dans les deux villes au cours de la période 1996 et 1999¹⁴. Pour les deux autres villes, à savoir Abomey-Bohicon et Parakou¹⁵, l'ampleur de la pauvreté de court terme et de long terme est différente à celle obtenue dans les deux premières villes. Dans un premier temps, la pauvreté de long terme apparaît très élevée, 16,38 % et 20,65 % respectivement pour Abomey-Bohicon et Parakou. Dans un second temps, les entrées des non-pauvres dans la pauvreté sont inférieures aux sorties des pauvres. De ces résultats, il résulte que les taux de sortie et d'entrée dans la pauvreté sont respectivement plus élevés et plus faibles

¹³ Aussi note-on que les femmes chefs de ménage sont plus autonomes, ont un meilleur accès aux ressources que si elles étaient mariées et elles utilisent les ressources de façon plus productives que les hommes chefs de ménage.

¹⁴ Etabli à partir des données Elam 96 et 99.

¹⁵ La ville de Parakou appartient au plus grand département cotonnier du Bénin, mais avec des caractéristiques qui le rapprochent de celles d'une zone vivrière, ce qui lui confère plus la dénomination de ville rurale parce que reposant essentiellement sur l'agriculture même si le commerce y apparaît aussi comme une activité importante. A Abomey-Bohicon, les activités économiques auxquelles s'adonnent la majorité de la population sont dans l'ordre décroissant, le commerce (66 % des unités économiques) et la production agricoles (11 % des unités économiques). On note surtout un degré d'informalité très élevé des activités économiques dans ces deux agglomérations.

dans les villes moyennes que dans les grandes villes. Cette tendance suggère que les différentes politiques économiques et sociales orientées vers les villes les plus défavorisées ont permis d'améliorer le niveau de vie des ménages, en particulier les plus pauvres. Ainsi, il apparaît que les ménages vulnérables sont plus importants dans les grandes villes.

Comme mentionné précédemment, on peut noter en outre que le degré de mobilité est lié à l'importance de la variation de l'incidence de la pauvreté. Avec une forte baisse de l'incidence, la ville d'Abomey enregistre des entrées faibles et de fortes sorties par rapport à la ville de Parakou.

Il résulte de cette analyse que la variation de l'incidence de la pauvreté dans le temps est le résultat des flux massifs de ceux qui tombent dans la pauvreté et de ceux qui en sortent. L'ampleur de cette variation dépend surtout de l'importance de ces groupes de ménages. Les pauvres de longue période apparaissent moins importants que les pauvres de courte période. L'examen des facteurs qui expliquent les entrées et sorties dans la pauvreté apparaît alors particulièrement intéressant.

Analyse des déterminants des entrées et sorties de la pauvreté

4.1 Cadre d'analyse

L'espace de pauvreté retenu étant celui de l'utilité, le ménage consommateur est supposé définir son bien-être en choisissant la consommation d'un ensemble de biens et services. Il est donc identifié par un vecteur de caractéristiques K et un vecteur de quantités de biens consommés B . On admet que ses préférences, par rapport à tous les ensembles des biens de consommations accessibles sont représentées par la fonction d'utilité $U_{ij}=U_{ij}(B,K)$ où i et j représentent respectivement les indices des périodes et des ménages.

Les dépenses étant des variables continues et observables, la variable latente équivalente sera le niveau d'utilité indirecte U_{ij} associée à cette dernière. En effet, il existe des fondements théoriques suffisants pour considérer que les dépenses constituent une bonne approximation du bien-être. Ces dépenses de consommation $D_{ij}=D_{ij}(P,K,U)$ représentent le coût minimum pour un ménage, ayant des caractéristiques K d'accéder à un niveau d'utilité U_{ij} , compte tenu d'un vecteur de prix P .

De la même manière, on définit le seuil de pauvreté des périodes comme suit S_i et on lui fait également correspondre un niveau d'utilité constant¹⁶ U_i^* .

$U_{ij} = \beta_{ij}x_{ij} + \varepsilon_{ij}$ avec x_{ij} les caractéristiques du ménage j à la première période i , ε_{ij} est le terme aléatoire représentant les erreurs de perception ou d'optimisation de la part du

¹⁶ Les dépenses étant des variables continues et observables, la variable latente équivalente sera le niveau d'utilité indirecte U_{ij} associée à cette dernière.

ménage consommateur. Appartenir à une catégorie, compte tenu de la position de l'utilité indirecte procurée par la dépense totale par équivalent-adulte par rapport au seuil de pauvreté sur les deux périodes est, en partie, aléatoire.

Dans cette perspective, les modèles probabilistes peuvent révéler une certaine fécondité dans la mesure où ils peuvent permettre de prédire la probabilité qu'un ménage avec des caractéristiques spécifiques, appartienne à une catégorie donnée. A cet effet, on considère k catégories de ménages dont les attributs dépendent des dépenses de consommation. La classification des ménages est faite par rapport à l'incidence de la pauvreté. Désignons par Q , la variable de sélection identifiant les différents groupes à partir de la distribution de la dépense totale par équivalent-adulte des ménages sur les deux périodes. L'identification des différents groupes se présente alors comme suit :

$$Q = \begin{cases} 1 & \text{si } D_{1j} < S_1^* \text{ et } D_{2j} < S_2^* \\ 2 & \text{si } D_{1j} < S_1^* \text{ et } D_{2j} > S_2^* \\ 3 & \text{si } D_{1j} > S_1^* \text{ et } D_{2j} < S_2^* \\ 4 & \text{si } D_{1j} > S_1^* \text{ et } D_{2j} > S_2^* \end{cases} \Leftrightarrow Q = \begin{cases} 1 & \text{si } U_{1j} < U_1^* \text{ et } U_{2j} < U_2^* \\ 2 & \text{si } U_{1j} < U_1^* \text{ et } U_{2j} > U_2^* \\ 3 & \text{si } U_{1j} > U_1^* \text{ et } U_{2j} < U_2^* \\ 4 & \text{si } U_{1j} > U_1^* \text{ et } U_{2j} > U_2^* \end{cases} \quad (1)$$

- (1) pauvre en 1996 et en 1999
- (2) pauvre en 1996 et non-pauvre en 1999
- (3) non-pauvre en 1996 et pauvre en 1999
- (4) non-pauvre en 1996 et en 1999

Pour le premier choix, c'est-à-dire les pauvres de la période 1 qui sont restés pauvres au cours de la période 2 (pp), la probabilité est :

$$\Pr(Q_j = 1) = \Pr(U_{1j} < U_1^*, U_{2j} < U_2^*) \Rightarrow \Pr(Q_j=1) = \Pr(\varepsilon_{1j} < U_1^* - \beta x_{1j}, \varepsilon_{2j} < U_2^* - \beta x_{2j}) \quad (2)$$

Puisque notre préoccupation est la situation finale de l'individu j à la période 2 relativement à la période 1, nous pouvons pour ce premier choix, poser $V_{1j} = \alpha_1 x_{1j} + \varepsilon_{1j}$ qui désigne l'utilité indirecte correspondante au ménage j au premier choix. Ainsi, $V_{kj} = \alpha_k x_{1j} + \varepsilon_{kj}$ représente l'utilité indirecte correspondante au ménage j au choix k . A cet égard, nous avons le choix entre le modèle logistique multinomial, en supposant que les termes aléatoires ε_{kj} ont une distribution logistique ou un probit multinomial en supposant que les termes aléatoires ε_{kj} suivent une distribution normale.

Au regard d'un certain nombre de tests effectués, nous avons retenu le modèle logit multinomial pour notre estimation¹⁷ de sorte qu'une même variable peut avoir un impact différencié selon le type de transition de pauvreté.

Le modèle de détermination des catégories de ménages est alors :

$$Prob(Q_j = k) = \frac{\exp(\alpha_j' x_{1j})}{1 + \sum_{k=1}^4 \exp(\alpha_j' x_{1j})} \quad (3)$$

α , représente le vecteur des paramètres à estimer liés aux caractéristiques x_{1j} . En outre, on impose la normalisation $\alpha_1 = 0$, d'où (k-1) paramètres à estimer.

Afin de permettre une interprétation aisée, nous avons présenté les résultats en termes d'impact d'une variable indépendante sur le ratio du risque relatif (relative risk ratio, RRR).

Cette approche méthodologique a été appliquée par Glewwe *et al.* (1999) dans une étude de cas au Vietnam. Le ratio du risque relatif est défini comme la probabilité d'une catégorie rapportée à celle de la catégorie de référence, ici pp¹⁸. La règle de décision la plus aisée qui montre l'impact des variables sur le RRR est que les impacts inférieurs à l'unité pour une variable augmentent la probabilité relative pour le ménage d'être dans la catégorie

¹⁷ Le choix de l'un des deux modèles repose sur le problème de l'indépendance des options non pertinentes ou Independence of Irrelevant Alternatives (IIA). Cette hypothèse suppose que les erreurs entre les différentes catégories sont non corrélées et homoscédastiques. Elle signifie que l'appartenance à une catégorie donnée ne dépend pas de l'ensemble des autres choix disponibles. Cette hypothèse peut être acceptée lorsque les catégories de ménages sont peu comparables, et surtout si l'appartenance à ces dernières ne peut pas dépendre des décisions antérieures ou de l'existence d'autres possibilités. Cette deuxième raison semble adaptée à notre préoccupation. En effet, le nombre de catégories de ménages est fixé et par conséquent elles ne peuvent pas dépendre d'autres possibilités. De façon formelle, le test de Hausman sur la propriété de l'indépendance des termes d'erreur entre les catégories autorise l'acceptation d'indépendance des catégories. Le test de Wald sur la liaison des alternatives aboutit au rejet de l'hypothèse nulle de possibilité d'agrégation des différents états de transition de pauvreté. Il montre notamment que les différentes catégories de ménages dégagées sont mutuellement exclusives. Ainsi, l'hypothèse d'une similarité entre les catégories de ménage peut être écartée et laisser présumer au choix du modèle logit multinomial. Par ailleurs, l'acceptation de l'hypothèse nulle, d'indépendance des catégories des ménages confirme l'exogénéité des variables explicatives. Herrera et Roubaud (2003) ont présenté les argumentaires pour le choix d'un modèle logit multinomial.

¹⁸ Nous apprécions ici les facteurs qui influencent les entrées et sorties de la pauvreté relativement aux pauvres de long terme. En terme d'interprétation, si nous supposons que la probabilité qu'un ménage échappe à la pauvreté (pnp) est de 0,10 et celle de demeurer pauvre (pp) de 0,20. alors pour ce ménage, la probabilité relative d'échapper à la pauvreté sera de 0,50. Les RRR présentés dans le tableau 2 montrent l'impact de chaque caractéristique du ménage par rapport à celle en référence. Par exemple, si la probabilité relative qu'un ménage dirigé par un homme échappe à la pauvreté est de 0,80 et celle d'un ménage dirigé une femme qui sert de référence est de 0,40, alors l'impact d'être chef de ménage de sexe masculin sur le ratio du risque relatif est de 2. Ce qui signifie que le fait qu'un ménage soit dirigé par un homme accroît la probabilité relative d'échapper à la pauvreté de 100%.

de référence, tandis que les impacts supérieurs à l'unité impliquent que la variable réduit la probabilité relative d'appartenir à la catégorie de référence.

4.2 Brève revue sur les déterminants de la pauvreté et les variables retenues.

Afin de mieux cerner les facteurs qui influencent les sorties et les entrées dans la pauvreté¹⁹, il est important de mettre en évidence les caractéristiques des ménages qui permettent de rompre ou non avec celle-ci. Dans notre cas, c'est la période initiale, c'est-à-dire celle de l'année 1996, qui sera considérée. Selon Grootaert (1995), les réponses des ménages aux changements de l'environnement économique sont essentiellement fonction du niveau de leur dotation avant ces changements. Ce qui présume l'exogénéité de ces caractéristiques. De telles considérations ont été faites par Datt et Jolliffe (1999) ; Ravallion *et al.* (2000), et la plupart des travaux ayant porté l'analyse de la pauvreté chronique et transitoire ainsi que la pauvreté de long et de court terme.

4.2.1 Brève revue sur les déterminants de la pauvreté

De façon générale, d'après le rapport de la Banque Mondiale sur la pauvreté (2001), les déterminants identifiés portent sur les actifs des ménages pauvres. On distingue, les actifs humains, tels que les capacités élémentaires de travailler, les qualifications et une bonne santé ; les actifs physiques, tels que l'accès aux infrastructures ; les actifs financiers, tels que l'épargne et l'accès au crédit ; les actifs sociaux, tels que les réseaux de contacts et d'obligations réciproques auxquels on peut faire appel en cas de besoin, et l'influence politique sur les ressources ; et enfin les actifs naturels, tels que la terre.

Mais de façon spécifique, pour l'analyse des déterminants des pauvretés chronique et transitoire – notre problématique –, l'accent est mis sur les caractéristiques intrinsèques aux ménages. De pareilles analyses ont porté aussi bien sur le milieu rural que sur le milieu urbain. En milieu rural, Gaiha (1992) montre que la pauvreté chronique au sud de l'Inde est due à la variation de la rémunération et au taux de salaire. Il justifie cette différenciation du revenu par tête par l'inégalité des capacités nécessaires à accroître le revenu. Dans le même ordre d'idées, Drèze *et al.* (1992) ont montré que la persistance de la pauvreté au sud de l'Inde n'est pas seulement due au manque d'actifs productifs mais à certains désavantages intrinsèques tels le manque d'actifs humains, par exemple les capacités élémentaires de travailler. En analysant la pauvreté transitoire dans la même zone, Gaiha *et al.* (1993) trouvent que cette dernière est le résultat des effets pervers de la variation des prix.

¹⁹ Notre objectif ici est de modéliser les transitions de pauvreté (entrées et sorties dans la pauvreté) et non la dynamique des revenus). C'est l'approche adoptée par Glewwe *et al.* (1999) et par Grootaert et Kanbur (1995).

En Chine rurale, *Ravallion et al.* (1998a) ont montré que les facteurs explicatifs communs aux deux types de pauvreté sont les actifs physiques et les effets du cycle de vie. La richesse détenue par le ménage est un facteur important de réduction aussi bien de la pauvreté chronique que transitoire.

Par ailleurs, les facteurs démographiques, le niveau d'éducation, l'état de santé des membres de ménages qui sont apparus significatifs pour la pauvreté chronique ne le sont pas pour la pauvreté transitoire. En effet, un ménage de petite taille avec un niveau d'éducation élevé est moins sujet à la pauvreté chronique. Mais ces facteurs sont sans influence sur la pauvreté transitoire.

Ainsi, vivre dans un milieu où les infrastructures de santé et d'éducation sont disponibles contribuera à réduire la pauvreté chronique alors qu'elles sont sans importance pour la pauvreté transitoire. Ils en déduisent que les politiques visant à réduire la pauvreté chronique n'auront aucun effet sur la pauvreté transitoire et s'il existe, il doit être insignifiant. Ils parviennent aussi à montrer sur les mêmes données, avec une méthode non paramétrique et robuste que les facteurs qui déterminent ces deux types de pauvreté diffèrent, ou ont des effets contraires, et par conséquent, une mesure qui réduit la pauvreté chronique sera sans effet sur la pauvreté transitoire.

En milieu urbain, Grootaert (1995) trouve, en Côte d'Ivoire, que le capital humain est le facteur qui explique le mieux le changement du niveau de vie dans le temps. En effet, un ménage avec un niveau d'éducation élevé a une forte chance de sortir de la pauvreté. Il souligne que le niveau d'éducation élevé n'est pas synonyme d'un grand diplôme. Ce dernier pouvant être un handicap pour leur détenteur si la demande de travail provient entièrement de petites entreprises.

En outre, un ménage avec moins d'enfants et dirigé par un jeune salarié surtout dans le secteur public, a également de fortes chances d'échapper à la pauvreté. Les ménages de grande taille connaissent ainsi une baisse de leur niveau de vie alors que ceux qui expérimentent une augmentation de leur taille se trouvent dans l'incapacité de maintenir leur niveau de vie constant. Ces différents travaux permettront d'appréhender les facteurs qui déterminent les entrées et sorties de la pauvreté.

4.2.2 Les variables retenues

Les enquêtes légères auprès des ménages en milieu urbain (Elam) nous ont permis de sélectionner et de construire les variables qui reflètent les caractéristiques intrinsèques des ménages. Ces variables sont regroupées en différentes catégories.

4.2.3 Les variables démographiques

La taille du ménage : elle correspond au nombre de personnes dans le ménage. Cette variable permet de saisir la charge que représente la famille de l'individu. Plus la taille est grande, plus sa charge sera grande et plus la probabilité qu'il connaisse une mobilité dans la pauvreté est élevée. L'intérêt de cet indicateur est de montrer une éventuelle corrélation entre la taille du ménage et la mobilité dans la pauvreté.

Le sexe du chef de ménage : cette variable servira à apprécier l'influence du sexe du chef de famille sur le niveau de pauvreté du ménage et par conséquent sur la mobilité de ce dernier.

L'âge du chef de famille : cet indicateur permet d'apprécier la position du chef de famille dans le cycle de vie. Plus l'individu est âgé, plus il aura de relations et d'expériences qui lui permettront d'obtenir des revenus privés d'autant plus importants.

L'âge du chef de famille au carré : Il traduit le fait qu'il existe un point de retournement dans l'âge, point au-delà duquel les effets de la vieillesse l'emporteraient sur les effets positifs de l'expérience.

Le nombre de chômeurs dans le ménage en dehors du chef de ménage : il permet d'apprécier l'effet du nombre de personnes d'un ménage qui ne travaillent pas et ne retirent donc aucun revenu d'un emploi sur la probabilité de tomber ou non dans la pauvreté. Il permet dans une certaine mesure d'apprécier la charge qui pèse sur les actifs des ménages. On s'attend à ce qu'un nombre élevé de chômeurs augmente la probabilité du ménage d'entrer dans la pauvreté.

Le nombre de salariés dans le ménage en dehors du chef de ménage : il permet d'apprécier la contribution des membres qui perçoivent un revenu sur la probabilité de tomber ou non dans la pauvreté. L'exercice d'un emploi salarié par un membre de ménage, contribue à la formation du revenu global du ménage. On s'attend à ce qu'il favorise la sortie de la pauvreté.

Le nombre d'enfants dans le ménage : il permet d'apprécier l'effet de la structure du ménage par groupes d'âge sur la probabilité de sortir ou d'entrer dans la pauvreté. On s'attend à ce qu'un nombre élevé d'enfants dans le ménage favorise l'entrée de ce dernier dans la pauvreté.

Le nombre d'adultes dans le ménage : indicateur de même nature que le précédent. Son effet sur la mobilité dans la pauvreté est à priori ambigu. En effet, il dépend du statut professionnel des adultes dans le ménage.

4.2.4 Les variables économiques

Le secteur d'activité : il permet d'apprécier l'influence de la branche d'activité du chef de ménage sur le niveau de vie des ménages et par conséquent sur leur probabilité de sortir ou d'entrer dans la pauvreté. Les salaires dans le secteur structuré sont relativement élevés et les emplois plus stables, comparés au secteur non structuré.

Le statut professionnel : le taux de salaire étant directement lié à la qualification du travailleur, son niveau de vie en dépend. Il en sera de même pour le ménage qu'il dirige. Dès lors que les groupes socio-économiques mènent différentes activités, l'élasticité du niveau de vie aux facteurs socio-économiques devrait différer d'un groupe socio-économique à un autre. Dans notre cas, nous distinguons les salariés, les exploitants indépendants, les exploitants agricoles et les aides familiaux et autres.

4.2.5 Les variables sociales

L'état sanitaire : Il permet d'apprécier les conditions de vie des ménages et est mesuré par l'indisponibilité au moins une fois du chef de ménage six mois avant l'enquête. Toutefois, un tel indicateur est sans doute très discutable mais découle des enquêtes effectuées auprès des ménages. On s'attend à ce que la vulnérabilité aux maladies favorise l'entrée dans la pauvreté.

Le niveau d'éducation : le niveau d'éducation du chef de famille est un indicateur du capital humain du chef de ménage. Il est mesuré par le niveau d'études atteint. On s'attend à ce qu'un niveau élevé d'éducation du chef de ménage favorise la sortie de la pauvreté. En général, l'éducation permet d'élargir les possibilités d'emploi et de génération de revenu.

L'habitat : il fait référence au cadre de vie personnel du ménage. Mais ici, on s'intéresse à la situation du chef de ménage par rapport au logement. Il peut être propriétaire, locataire ou vivre en famille ou autres. On s'attend à ce que les charges du logement qui sont relativement élevées en milieu urbain favorisent l'entrée des ménages dans la pauvreté.

4.2.6 Autres variables spécifiques

L'ethnie : l'appartenance ethnique permet aussi bien d'approcher l'idée de réseaux de relations des individus, et à cet égard elle peut influencer le niveau de vie des ménages. Mais au-delà, elle constitue un cadre de transmission de cultures diverses. Ainsi, au Bénin, les ménages « Yoruba » sont reconnus pour leur efficacité dans le commerce. Par conséquent, on peut s'attendre qu'ils sortent plus vite de la pauvreté, comparée à d'autres ethnies.

La religion : elle peut influencer le niveau du bien-être dans la mesure où la perception de ce dernier diffère souvent d'une religion à une autre.

La situation géographique : le lieu de résidence des ménages rend compte de l'existence d'opportunités et de la disponibilité des infrastructures qui contribuent au bien-être. Les ménages souvent situés à l'extérieur de la capitale ont beaucoup de chances d'avoir un niveau de vie faible.

4.3 Les déterminants la pauvreté de courte période

Il s'agira ici d'identifier les facteurs qui favorisent l'appartenance des ménages aux catégories «pnp» et «npp», comparativement aux pauvres de long terme (pp), et d'en relever les similitudes.

4.3.1 Les facteurs de sortie de la pauvreté

Les résultats de l'estimation du modèle logistique multinomial retenu pour l'analyse des déterminants des entrées et sorties dans la pauvreté sont présentés dans le tableau 2.

Les facteurs qui déterminent la sortie de la pauvreté en milieu urbain au Bénin sont d'une part liés au secteur d'activité, au statut du chef de ménage sur le marché du travail et d'autre part aux facteurs démographiques, à l'appartenance ethnique, et à l'habitat. Les facteurs démographiques étant le sexe du chef de ménage, le nombre d'enfant à charge.

Le secteur d'activité apparaît très déterminant dans la sortie de la pauvreté. En effet, la probabilité relative d'échapper à la pauvreté est fortement et significativement plus élevée lorsque le chef de ménage exerce dans le commerce, l'industrie ou les services que s'il travaille dans l'agriculture, la pêche et l'élevage. L'impact observé dépendra cependant, de l'envergure et de la structure du secteur commerce, industrie et service. Selon Gills *et al.* (1990), le marché de l'emploi en milieu urbain dans un pays en développement comprend un secteur moderne et un secteur non structuré. Le premier obéit aux règles de fonctionnement du marché du travail salarié classique. Les salaires y sont relativement élevés et les emplois plus stables. En revanche, dans le second secteur, les travailleurs non qualifiés sont en nombre important et le salaire offert sur le marché du travail est très bas.

L'accès au second secteur apparaît relativement facile et même si le sous-emploi est important, la plupart des nouveaux venus y trouvent un emploi (Charmes *et al.*, 1996). Aussi, note-on l'influence de l'appartenance ethnique par rapport à la probabilité relative de sortir de la pauvreté. Si ce résultat met en exergue les habitudes de vie en réseaux, ce qui favorise une ventilation des informations relatives aux opportunités d'emplois et aux activités génératrices de revenus, il attire également l'attention sur la nécessité de tenir compte des minorités dans la formulation et la mise en œuvre des mesures de politiques économiques.

L'habitat également joue aussi un rôle important dans le processus de sortie de la pauvreté. Les résultats montrent que les ménages pauvres logés dans une maison familiale ont une forte probabilité relative d'échapper à la pauvreté, comparés à ceux qui trouvent refuge chez un ami. Les ménages propriétaires ou locataires d'un habitat ont eux aussi une forte probabilité d'échapper à la pauvreté mais cette dernière n'est pas significative. En effet, vivre dans une maison familiale épargne non seulement les ménages pauvres des frais de location et des charges récurrentes, mais peut leur procurer des informations sur le marché de travail. Il convient cependant de préciser que les charges fixes sont partagées. Les résultats montrent aussi que contrairement à l'hypothèse généralement admise, les femmes ont plus de chance que les hommes d'échapper à la pauvreté en milieu urbain au Bénin.

En ce qui concerne le statut sur le marché de travail, on s'aperçoit que quand le chef de ménage est exploitant agricole, exploitant indépendant et salarié, le ménage est vulnérable à la pauvreté.

Une synthèse de ces résultats est présentée au tableau 3. Les variables qui y figurent sont celles qui sont significatives pour l'ensemble des estimations.

4.3.2 Les facteurs d'entrée dans la pauvreté

Les facteurs spécifiques qui favorisent les entrées dans la pauvreté en milieu urbain au Bénin sont relatifs à la localisation géographique, aux facteurs démographiques, au statut de travail des membres de ménages et à l'appartenance ethnique.

En ce qui concerne l'influence de la localisation géographique, on note que par rapport à la ville de Cotonou, la probabilité relative de tomber dans la pauvreté est faible lorsque les ménages résident à Parakou et à Abomey-Bohicon. Ce résultat se justifie dans la mesure où ces deux zones ont bénéficié d'importants appuis du gouvernement dans le cadre de sa stratégie de réduction de la pauvreté. Ces derniers ont abouti dans ces deux villes à une baisse respective de l'incidence de la pauvreté de 5,5 % et 16,81 % entre 1996 et 1999. Par ailleurs, la probabilité relative de tomber dans la pauvreté est forte pour les ménages résidant à Porto-Novo (104,26 %) par rapport à Cotonou, mais elle n'est pas significative ; autrement dit, tomber dans la pauvreté à Porto-Novo alors qu'on est non-pauvre est un événement peu courant.

S'agissant des facteurs démographiques, la taille des ménages exerce une influence sur la probabilité relative de tomber dans la pauvreté. En effet, la probabilité relative qu'un ménage non-pauvre tombe dans la pauvreté est d'autant plus forte et significative que la taille du ménage est élevée. Lachaud (1997c) a souligné que, bien que l'appréhension de la dimension des ménages semble se heurter à maints problèmes conceptuels et méthodologiques, le fait qu'elle affecte sensiblement le niveau de vie est un phénomène bien

connu en Afrique. Grootaert (1996) de son côté a montré, dans le cas de la Côte d'Ivoire spécifiquement, que la taille de ménage est un facteur d'entrée dans la pauvreté en milieu urbain.

La composition du ménage et le statut sur le marché du travail des membres de ménage affectent également la probabilité relative de tomber dans la pauvreté. Ainsi, un ménage non-pauvre qui comprend assez d'adultes a une forte probabilité relative de tomber dans la pauvreté. Cette probabilité relative est estimée à 134,20 %. Ce qui signifie qu'une augmentation marginale du nombre d'adultes dans le ménage accroît de 34,20 % la probabilité relative de tomber dans la pauvreté. Cependant, l'impact réel du membre de ménage adulte sur le statut de pauvreté du ménage ne pourra être bien perçu qu'à travers son statut sur le marché du travail. En effet, l'offre de travail par membre de ménage est en mesure de contrebalancer les effets négatifs liés à la dimension du groupe (Lachaud, 1998a). A cet égard, les résultats montrent que lorsqu'un nombre important d'adultes dans le ménage est chômeur, alors il est très probable que le ménage tombe dans la pauvreté. Un nombre important de chômeurs augmente la charge qui pèse sur les membres actifs du ménage. L'effet de l'appartenance ethnique s'est également révélé en ce qui concerne les probabilités d'entrée dans la pauvreté.

En résumé, on peut retenir qu'à court terme, les entrées et les sorties dans la pauvreté ne sont pas déterminées par les mêmes facteurs. Les facteurs qui favorisent les sorties de la pauvreté sont le secteur d'activité du chef de ménage, les facteurs démographiques, et les actifs sociaux. Le secteur d'activité (commerce, industrie et service) de par son impact apparaît le plus important. Grootaert (1996) dans ses travaux sur la Côte-d'Ivoire a montré que c'est le capital humain, en particulier l'éducation, qui favorise l'augmentation du bien-être des ménages. Mais le fait que certains chefs de ménage, avec un niveau d'éducation élevé – au moins le niveau secondaire – n'arrivent pas à échapper à la pauvreté, montre que l'éducation n'est assurément pas la condition suffisante à la réduction de la pauvreté. Il faudra surtout œuvrer à améliorer le fonctionnement du marché de travail et favoriser la création d'activités génératrices de revenus dans le secteur moderne. Ce qui ne signifie pas que le secteur agriculture, pêche et élevage devra être abandonné. Des mesures pour accroître la productivité des ménages exerçant dans ce secteur sont aussi nécessaires.

Par ailleurs, les facteurs spécifiques qui favorisent les entrées dans la pauvreté en milieu urbain au Bénin sont relatifs à la localisation géographique, aux facteurs démographiques, au statut sur le marché de travail des membres de ménages et à l'appartenance ethnique. Comme facteurs démographiques, on note le nombre d'adultes dans le ménage et le nombre d'enfants à charge.

De fait, les facteurs spécifiques qui favorisent la sortie de la pauvreté, apparaissent un peu exogènes. Une des raisons qu'on peut évoquer pour justifier ce résultat est que les données utilisées ne couvrent pas une longue période²⁰. Des données de panel élargies pourraient certainement contribuer à mieux appréhender les déterminants appropriés de la mobilité dans la pauvreté. Néanmoins, les résultats obtenus renseignent sur des facteurs qui reflètent un temps soit peu le contexte socio-économique en milieu urbain au Bénin.

Il convient de préciser que par rapport aux pauvres de longue durée, l'appartenance à la catégorie des non-pauvres de longue période (nnp) est déterminée entre autres, par le niveau d'éducation du chef de ménage. Avoir un niveau d'instruction équivalent au moins au secondaire augmente la probabilité de demeurer non-pauvre de longue durée. Ce qui confirme l'importance du capital humain dans le processus d'atténuation de la pauvreté. En outre, l'habitat, la taille du ménage, le nombre d'adultes dans la ménage, le nombre d'enfants à charge, l'appartenance ethnique, la localisation géographique constituent les déterminants de l'appartenance à la catégorie des non-pauvres de longue durée.

Dans la perspective d'un suivi rapproché visant à réduire les entrées et à accroître les sorties de la pauvreté, il est nécessaire que les mesures de politiques orientées sur la réduction de la pauvreté en milieu urbain au Bénin prennent en compte les facteurs ci-dessus énoncés. A cet égard, pour mieux apprécier l'impact des changements structurels et démographiques sur l'appartenance des ménages aux différentes catégories identifiées, une analyse de sensibilité paraît nécessaire.

Analyse de sensibilité

Les simulations porteront le sexe du chef de ménage (approche genre), le niveau d'instruction (capital humain). L'effet du sexe du chef de ménage apparaît très net. Par rapport aux ménages dirigés par les hommes, ceux dirigés par les femmes ont plus de chance de sortir de la pauvreté et de rester non-pauvres sur une longue période. Ainsi des actions en direction des femmes contribueraient plus à la réduction de la pauvreté. Néanmoins, les plus nécessaires sont les ménages dirigés par les hommes.

L'effet de l'éducation sur l'appartenance aux différentes catégories de ménage apparaît nettement. Les ménages dont le chef est sans éducation ont pratiquement deux fois plus de chance de rester pauvres sur une longue période, par rapport aux ménages dont le chef a le niveau primaire et secondaire et plus. Avec un niveau supérieur, la probabilité de rester pauvre se rapproche plus de celle d'un ménage dont le chef est sans éducation (cf. Tableau 4). La raison est que beaucoup de diplômés du supérieur sont au chômage. Ce résultat traduit le manque d'emploi et l'inadéquation entre la formation des individus et les

²⁰ Les enquêtes utilisées portent sur les années 96 et 99.

besoins du marché de l'emploi. Ces facteurs ont été identifiés par les ménages urbains comme étant les principales causes de la pauvreté. L'extrait des *verbatim*, ci-après, issus des enquêtes de perception auprès des ménages défavorisés en milieu urbain en 1996 illustre bien le problème évoqué : « Il y a les enfants qui ont été dans les grandes écoles et ils sont à la maison. Ils n'ont rien à faire. Le mien va emprunter de l'engin d'un autre pour faire Zémidjan, or il n'a pas le diplôme de Zémidjan²¹. S'il avait trouvé un emploi qui correspond au diplôme qu'il a reçu, il ne conduirait pas Zémidjan»²².

Par ailleurs, l'effet du niveau primaire et secondaire se confirme au niveau des ménages qui sont demeurés non-pauvres. La probabilité de rester non-pauvre est respectivement de 0,49 et 0,45 lorsque le chef de ménage a le niveau primaire et secondaire alors que, pour le ménage dirigé par un chef sans aucune éducation, la probabilité de rester non-pauvre est de 0,35. Ainsi, il apparaît que l'accès au niveau primaire et secondaire est susceptible de réduire la probabilité de pauvreté des ménages en milieu urbain au Bénin.

Conclusion

Cette étude a porté sur l'analyse de la transition dans la pauvreté et des déterminants des entrées et sorties dans la pauvreté en milieu urbain au Bénin. Il s'agit d'apprécier le flux des entrées et sorties dans la pauvreté, de mettre en évidence les caractéristiques des ménages qui favorisent ces différents mouvements.

En ce qui concerne l'analyse de la transition, les résultats confirment dans un premier temps, l'idée selon laquelle, la pauvreté ne doit pas être perçue uniquement comme une condition permanente. Dans un second temps, il apparaît de façon systémique que la proportion des ménages pauvres de court terme est plus importante que celle des pauvres de long terme en milieu urbain au Bénin. De façon globale, au sein des pauvres de court terme, les entrées sont supérieures aux sorties entre 1996 et 1999. Ce résultat est en partie infirmé lorsqu'on considère les groupes de ménages pauvres ou non-pauvres qui ont connu une forte baisse de l'incidence de la pauvreté. Ainsi, il apparaît que la variation de l'incidence de la pauvreté dans le temps est le résultat des flux massifs de ceux qui tombent dans la pauvreté et ceux qui en sortent et, l'ampleur de cette variation dépend de l'importance de ces deux groupes de ménage.

L'analyse des déterminants des entrées et sorties dans la pauvreté a été effectuée à partir d'un modèle logit multinomial, en prenant comme référence les ménages pauvres de long terme (pp). Les facteurs qui favorisent la sortie des ménages de la pauvreté sont d'une part, liés au statut du chef de ménage sur le marché du travail, au secteur d'activité et

²¹ taxi-moto

²² Enquêtes sur les perceptions des dimensions du bien-être, de la pauvreté et de la richesse dans les quartiers défavorisés en milieu urbain au Bénin (EPPU-1996)

d'autre part, aux variables démographiques (nombre d'enfants à charge, le sexe), à l'appartenance ethnique et à l'habitat. Exercer dans le secteur commerce, industrie et services augmente les chances des ménages d'échapper à la pauvreté. L'accès au marché du travail, en l'occurrence au secteur structuré apparaît alors comme un moyen efficace d'échapper à la pauvreté.

Ainsi, améliorer le niveau d'éducation, comme l'a souligné Grooteart (1996) peut être considéré comme une condition nécessaire à la réduction de la pauvreté en milieu urbain, mais elle n'est assurément pas la condition suffisante. D'où la nécessité de réorganiser le marché du travail et d'inciter les opérateurs économiques à investir plus dans le secteur commerce, industrie et services, sans pour autant abandonner le secteur agriculture, pêche et élevage qui souffre du manque de ressources productives. Selon Sen (1992), la pauvreté étant par essence, un problème d'accès aux ressources productives, elle relève avant tout, de l'organisation sociale qui préside à la distribution des ressources et des biens dans la communauté. C'est essentiellement à cette organisation (relations sociales de production) qu'il faut s'attaquer lorsqu'on veut résoudre le fléau de la pauvreté.

Un des résultats importants est que les femmes chefs de ménage ont plus de chance d'échapper à la pauvreté que les hommes. Ce résultat infirme l'hypothèse selon laquelle un ménage a beaucoup plus de chance d'être pauvre s'il a une femme à sa tête. Les facteurs d'entrée dans la pauvreté sont quant à eux relatifs à la localisation géographique, au statut sur le marché des membres de ménage en dehors du chef, aux facteurs démographiques et à l'appartenance ethnique. Les facteurs démographiques que sont, la taille du ménage, le nombre d'adultes dans le ménage, favorisent l'entrée des ménages non-pauvres dans la pauvreté.

Comme on peut le constater, les entrées et les sorties dans la pauvreté ne semblent pas être déterminées par les mêmes facteurs. L'exercice effectué ici, informe plus sur la mobilité des ménages que sur les facteurs qui déterminent les entrées et sorties des ménages dans la pauvreté. Cela est essentiellement dû à l'étendue des données utilisées. Des analyses approfondies sur des données de panel plus larges doivent être utilisées pour mieux apprécier ces facteurs. Néanmoins, les résultats obtenus intègrent bien les dimensions de la pauvreté telles que citées par les populations urbaines au Bénin.

Les résultats montrent aussi, qu'avoir un niveau d'instruction équivalent au moins au secondaire augmente la probabilité de demeurer non-pauvre de long terme. Dans ce contexte, l'éducation apparaît comme un moyen efficace pour échapper à la pauvreté sur une longue période. L'accroissement du capital humain doit ainsi constituer une préoccupation majeure des décideurs. L'analyse de sensibilité a permis de nuancer les effets

des changements structurels et démographiques sur l'appartenance aux différentes catégories de ménages.

Cependant, il s'avère nécessaire d'aller au-delà des déterminants de la pauvreté de court et long terme pour analyser la pauvreté chronique et la pauvreté transitoire afin de cibler au mieux les populations pauvres. Aussi est-il important de savoir pendant combien de temps les ménages conservent le statut de pauvre ou de non-pauvre. Des durées différentes peuvent être provoquées par différents facteurs et nécessiter des interventions spécifiques. Ces types d'exercices ne seront possibles que si des données appropriées sont disponibles. Il convient d'œuvrer à la collecte de ces dernières, si l'on veut que les multiples initiatives en faveur de la réduction de la pauvreté aboutissent à des résultats probants.

Tableau 1 : Matrice de transition dans la pauvreté urbaine au Bénin (%) (n=836)

| | Pauvre en 1999 | Non-pauvre en 1999 | Total |
|---------------------------------------|----------------|--------------------|--------------|
| Milieu urbain | | | |
| Pauvre en 1996 | 12,92 | 23,44 | 36,36 |
| Non-pauvre en 1996 | 25,12 | 38,52 | 63,64 |
| | 38,04 | 61,96 | 100 |
| Ménages dirigés par les hommes | | | |
| Pauvre en 1996 | 13,91 | 21,09 | 35,00 |
| Non-pauvre en 1996 | 27,50 | 37,50 | 75,00 |
| | 41,41 | 58,59 | 100 |
| Ménages dirigés par les femmes | | | |
| Pauvre en 1996 | 9,69 | 31,12 | 40,81 |
| Non-pauvre en 1996 | 17,35 | 41,84 | 58,19 |
| | 27,04 | 72,96 | 100 |
| Cotonou | | | |
| Pauvre en 1996 | 7,66 | 16,17 | 23,83 |
| Non-pauvre en 1996 | 33,19 | 42,98 | 76,17 |
| | 40,85 | 59,15 | 100 |
| Parakou | | | |
| Pauvre en 1996 | 20,65 | 27,72 | 48,37 |
| Non-pauvre en 1996 | 22,28 | 29,35 | 51,63 |
| | 42,93 | 57,07 | 100 |
| Porto-Novo | | | |
| Pauvre en 1996 | 7,57 | 14,59 | 22,16 |
| Non-pauvre en 1996 | 27,03 | 50,81 | 77,84 |
| | 34,60 | 65,40 | 100 |
| Abomey-Bohicon | | | |
| Pauvre en 1996 | 16,38 | 34,48 | 50,86 |
| Non-pauvre en 1996 | 17,67 | 31,47 | 49,14 |
| | 34,05 | 65,95 | 100 |

* les chiffres en maigre représentent les pourcentages de la cellule.

** les chiffres en gras représentent l'incidence de pauvreté

Source: Estimation faite à partir des données l'Elam 96 et 99.

Tableau 2 : Résultats des estimations

| Variables | pnp ⁹ | | Npp | | Npnp | |
|------------------------------------|---|--------|---------|---------|---------|--------|
| | RRR | Z | RRR | Z | RRR | Z |
| Age | 0,9832 | - 0,26 | 1,0483 | -0,70 | 0,9598 | -0,64 |
| âge2 | 1,0000 | 0,09 | 0,9995 | -0,59 | 1,000 | 0,37 |
| Commerce-Ind-Services ¹ | 4,3929 | 1,79** | 2,1897 | 0,94 | 1,6108 | 0,59 |
| Catholique ² | 0,6994 | -1,11 | 1,4761 | 1,15 | 1,0744 | 0,22 |
| Musulman | 1,3772 | 0,65 | 1,2357 | 0,42 | 3,0485 | 2,26* |
| 1-2 personnes | 0,7812 | -0,30 | 11,2990 | 3,58* | 19,401 | 4,44* |
| 2-4 personnes | 2,4796 | 1,31 | 7,6981 | 3,04* | 14,926 | 4,05* |
| 5-7 personnes | 1,4336 | 0,95 | 3,7809 | 3,51* | 5,3618 | 4,51* |
| 8 personnes et + | 1,0797 | 0,26 | 1,2904 | 0,80 | 1,9334 | 2,11* |
| Parakou ³ | 0,6722 | -1,03 | 0,3454 | - 2,81* | 0,4170 | -2,34* |
| Porto-Novo | 0,7159 | -0,70 | 1,0426 | 0,09 | 1,6368 | 1,14 |
| Abomey-Bohicon | 0,9016 | -0,24 | 0,2253 | - 3,46* | 0,3804 | -2,34* |
| Homme ⁴ | 0,4633 | -2,20* | 0,8302 | -0,50 | 0,6769 | -1,12 |
| Adja ⁵ | 1,7386 | 0,43 | 8,4632 | 1,92* | 10,6458 | 2,14* |
| Fon | 1,6067 | 1,17 | 2,1663 | 1,95* | 2,8377 | 2,64* |
| Yoruba | 3,9628 | 2,43* | 2,4394 | 1,49 | 2,0545 | 1,25 |
| Primaire ⁶ | 2,3731 | 1,09 | 2,2185 | 1,00 | 4,0494 | 1,85* |
| Secondaire | 1,1788 | 0,51 | 1,2357 | 0,66 | 1,1068 | 0,33 |
| nombre de salariés | 1,1119 | 0,91 | 1,1031 | 0,86 | 1,1781 | 1,44 |
| nombre de chômeurs | 0,5362 | -1,40 | 0,3280 | -2,38* | 0,5159 | -1,63 |
| Exploitant agricole ⁷ | 0,3264 | -2,26* | 1,0284 | 0,05 | 0,3385 | -2,13* |
| Exploitant indépendant | 0,0896 | -2,78* | 0,4275 | -0,96 | 0,5623 | -0,67 |
| Salarié | 0,1882 | -1,87* | 0,4505 | -0,87 | 0,4976 | -0,79 |
| Santé | 0,9798 | -0,07 | 1,1875 | 0,57 | 1,3418 | 1,01 |
| nombre d'adultes | 1,1766 | 1,15 | 1,3420 | 2,15* | 1,3765 | 2,38* |
| nombre d'enfants | 0,8614 | -2,53* | 0,9297 | -1,26 | 0,8344 | -3,07* |
| Propriétaire ⁸ | 3,1340 | 1,47 | 2,7448 | 1,30 | 11,7339 | 2,56* |
| Locataire | 2,9345 | 1,33 | 2,6993 | 1,23 | 14,0077 | 2,69* |
| logement familial | 3,4129 | 1,66** | 1,9667 | 0,90 | 14,2419 | 2,85* |
| | (1) Base = agriculture-pêche-élevage (2) Base = animistes (6) Base = sans éducation (3) Base = Cotonou (7) Base = aides familiaux et autres (4) Base = femme (8) Base = logé par un ami (5) Base = peulhs (9) Base = pp * significatif entre 1 et 5% ** significatif entre 5% et 10% R ² = 0,1529 RRR: Relative Risk Ratio | | | | | |

Source: Estimation à partir des données Elam 96 et 1999.

Tableau 3 : Synthèse des résultats d'estimation (référence : pauvre en 1996 et pauvre en 1999)

| Variables significatives | Pauvre 96 et non-pauvre 99 | Non-pauvre 96 et pauvre 99 | Non-pauvre 96 et non-pauvre 99 |
|----------------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------------|
| Secteur d'activité | | | |
| Commerce-Industrie-Service | + | | |
| Démographie | | | |
| Taille | | + | + |
| Nombre d'adulte | | + | + |
| Nombre d'enfant | - | | - |
| Homme | - | | |
| Ethnie | | | |
| Nombre de chômeurs | | - | |
| Religion | | | + |
| Zone de résidence | | | |
| Parakou | | - | - |
| Abomey-Bohicon | | - | - |
| Statut dans la profession | | | |
| exploitant agricole | - | | - |
| exploitant indépendant | - | | |
| Salarié | - | | |
| Logement | | | |
| Propriétaire | | | + |
| Locataire | | | + |
| logement familial | + | | + |
| Education | | | |
| Secondaire et plus | | | + |

(+) augmente la probabilité d'appartenir à la catégorie d'intérêt relativement à la catégorie de référence

(-) augmente la probabilité d'appartenir à la catégorie de référence relativement à la catégorie d'intérêt

* les zones grises signifient que les variables qui s'y rapportent ne sont pas significatives pour les catégories considérées.

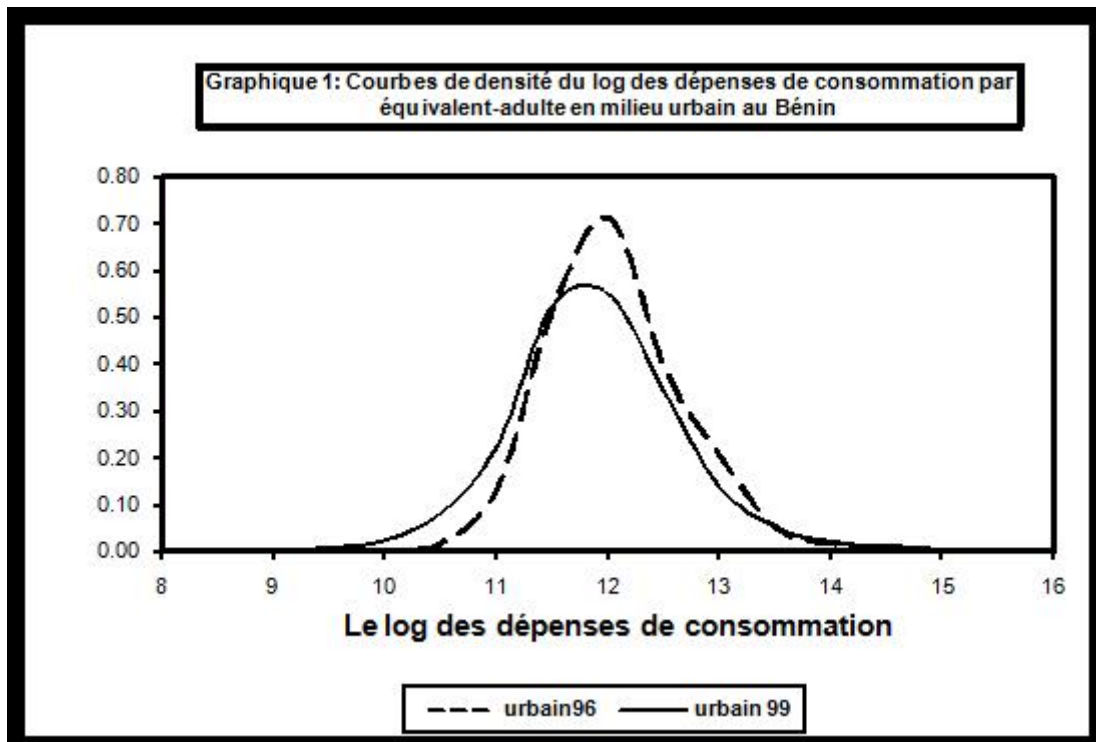
Source : Estimation à partir des données Elam 96 et 1999.

Tableau 4 : Analyse de sensibilité

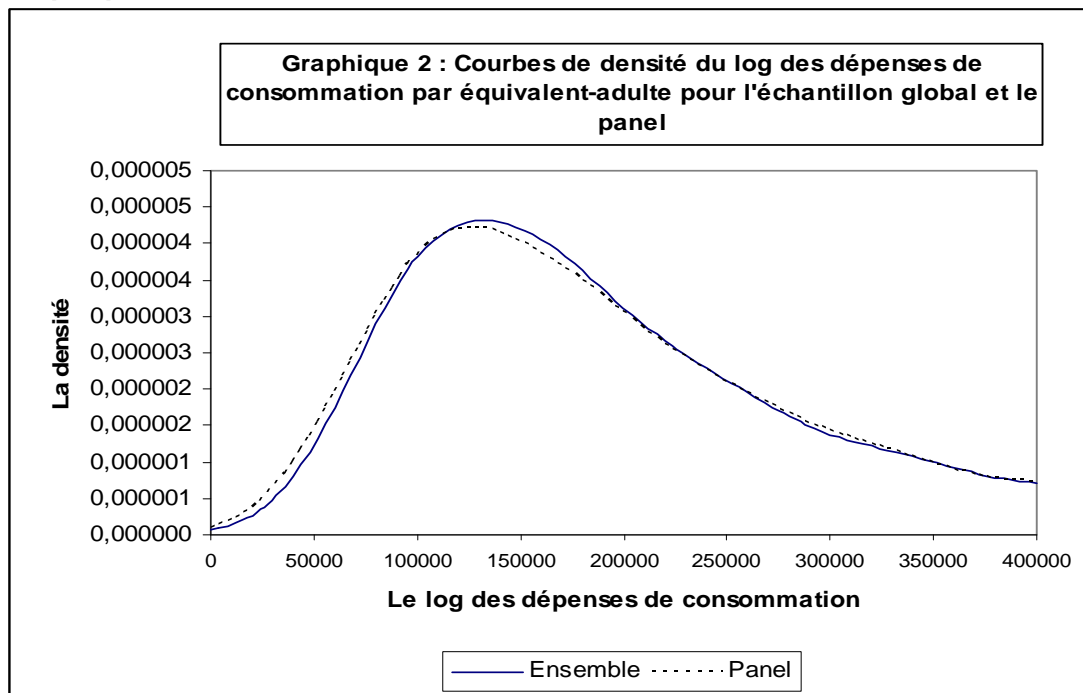
| Variables | Pauvre 96 et Pauvre 99 | Pauvre 96 et non Pauvre 99 | Non pauvre 96 et Pauvre 99 | Non pauvre 96 et Non pauvre 99 |
|------------------|------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------------|
| Education | | | | |
| Aucune éducation | 0,1509 | 0,2570 | 0,2447 | 0,3472 |
| Primaire | 0,0857 | 0,2000 | 0,2286 | 0,4857 |
| Secondaire | 0,0960 | 0,1956 | 0,2574 | 0,4510 |
| Supérieur | 0,1305 | 0,2358 | 0,2547 | 0,3790 |
| Sexe | | | | |
| Homme | 0,1375 | 0,2171 | 0,2714 | 0,3740 |
| Femme | 0,1022 | 0,2910 | 0,1852 | 0,4215 |

Source: Estimation à partir des données Elam 96 et 99.

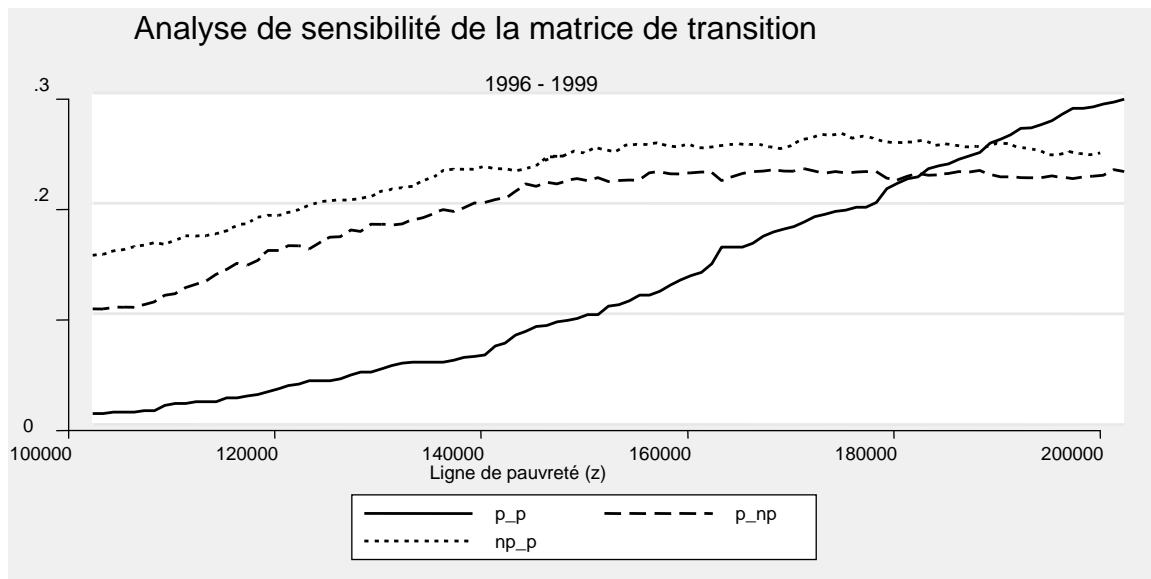
Graphique 1



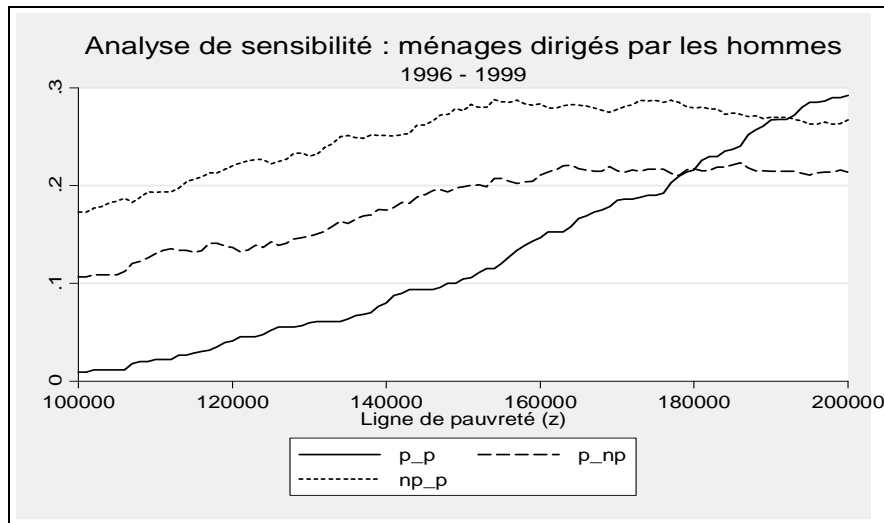
Graphique 2



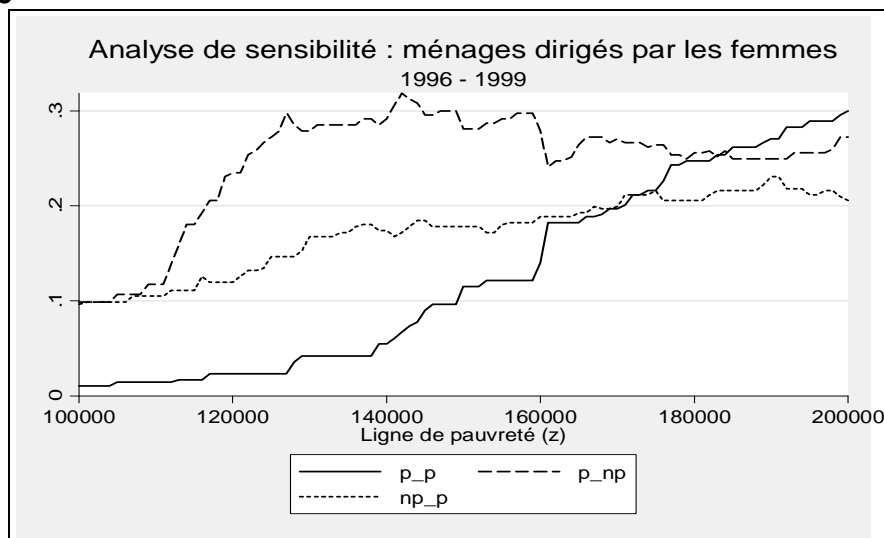
Graphique 3



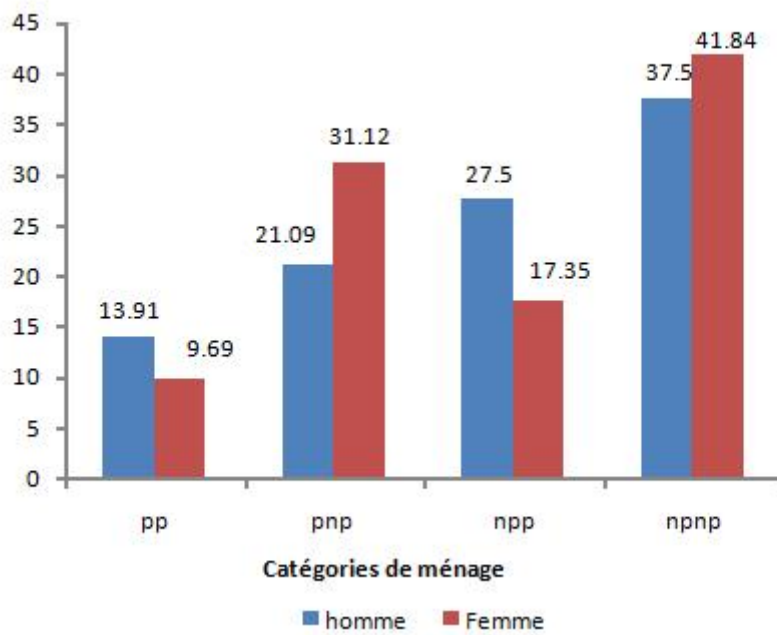
Graphique 4



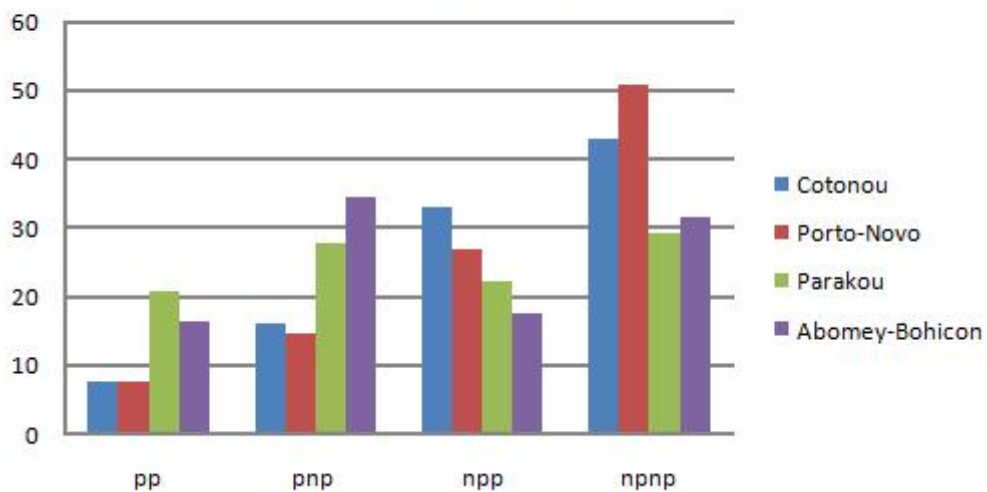
Graphique 5



Graphique 6: Mobilité dans la pauvreté selon le genre



Graphique 7 : Mobilité dans la pauvreté selon les zones de résidence



Références

- Becker, G.S. 1975. Human capital (2nd Edition), University of Chicago Press.
- Cogneau, D. 2002. "Pauvreté, inégalités des conditions et inégalités des chances", DIAL
- Cling *et al.* 2002. Les nouvelles stratégies internationales de lutte contre la pauvreté, 2e édition, Paris : Economica, pp. 57-82. Egalement en anglais chez Routledge.
- Charmes, J. *et al.* 1996. " L'observatoire statistique dans les pays soumis à des changements socio-économiques rapides": dialectique des méthodes- Journées d'études sur les Observatoires, ORSTOM, Paris.
- Datt et Jolliffe. 1999. "Determinants of poverty: 1997", International Food Policy Research Institute, Washington, DC.
- David, E.,S., Dorosh, P., and Younger, S. 1996. Exchange Rate, Fiscal and Agricultural Policies in Africa : Does Adjustment Hurt the Poor?" World Development 24(4):719-747.
- Drèze, J. *et al.* 1992. "Economic Mobility and agricultural Labor in Rural India": A case study. STICERD, London School of Economics, mimeo.
- Foster, J. ; Greer, J. et E. Thorbecke. 1984. "A Class of Decomposable Poverty Measures". *Econometrica*, vol. 52, pp. 761-785.
- Gaiha, R. 1992. "On the chronically poor in rural India" *Journal of International Development*, Vol.4, N°3, 273-289.
- Gaiha, R. and A.B. Dealalika. 1993. " Persistent, expected and innate poverty-estimates for semi-arid rural South India ; 1975-1984, *Cambridge journal of Economics*, Vol.17, N°4,409-421.
- Glewwe, P.M.; Gragnolati and H. Zaman. 1999. "Who gained from Vietnam's Boom in the 1999's? An Analysis of Poverty and Inequality Trends", Development Research Group
- Grootaert, C. 1995. "The dynamics of Poverty, why some people escape from poverty and others do not", Policy Research Working Paper, Banque Mondiale, Washington DC.
- Grootaert, C., Kanbur, R. 1995. "The lucky few amidst economic decline: distributional change in Côte d'Ivoire as seen through panel data sets, 1985-88", *The Journal of Development Studies*, vol. 31, n°4, pp.603-619.
- Grootaert, C. 1996. «The determinants of poverty in Côte d'Ivoire in the 1980s. " *Journal of African Economies*, Volume 6, Number 2, pp. 169-196.
- Herrara, J. et Roubaud, F. 2003. "Dynamique de la pauvreté au Pérou et à Madagascar 1997-1999 : une analyse sur données panel". DIAL
- IEM. 2001. " La pauvreté n'est pas une condition permanente", Notes Économiques, Institut Economique de Montréal.
- INSAE. 2002. "Profil de pauvreté et caractéristiques socio-économiques des ménages " Document de synthèse.
- Lachaud, J.P. 1997c. "Pauvreté, dimension des ménages et genre au Burkina-Faso", Bordeaux, document de travail n°17, Université Montesquieu - Bordeaux IV. CED.
- Lachaud, J.P. 1998a. "Pauvreté et choix méthodologiques", Bordeaux, document de travail n°27, Université Montesquieu - Bordeaux IV. CED.
- McCulloch, N., Baulch B. (1998). "Being poor and becoming poor: poverty status and poverty transitions in rural Pakistan", IDS Working Paper n°79.
- McCulloch, N., Baulch, B. 1999. "Distinguishing the chronically from the transitorily poor: Evidence from rural Pakistan", IDS Working Paper n°97.

- Mincer, J. 1974. *Schooling, Experience and Earning*, Columbia University Press, New York.
- Ravallion, M et J. Jalan. 1998a.. "Determinants of Transient and Chronic Poverty: Evidence from Rural China", Policy Working Paper 1936. Washington DC: World Bank.
- Ravallion, M. et J. Jalan. 2000. "Is transient poverty different? Evidence from Rural China", *Journal of Development Studies*, Vol.36, N°6, 82-99.
- Ribaud, F. *et al.* 2001. "Élaboration et mise en œuvre des DRSP: portée et limites du processus" DIAL.
- Sen, A.K (1992). "Inequality Reexamined" Harvard University Press.
- Yacub, S. 2000a. "Poverty dynamics in developing countries", mimeo, University of Sussex.
- Yacub, S. 2000b. "Intertemporal welfare dynamics: extent and causes", Background paper pour le Rapport sur le Développement Humain 2001 du PNUD, mimeo, University of Sussex.