

Herrera, Javier; Roubaud, François

Working Paper

Dynamique de la pauvreté urbaine au Pérou et à Madagascar 1997-1999: une analyse sur données de panel

IAI Discussion Papers, No. 106

Provided in Cooperation with:

Ibero-America Institute for Economic Research, University of Goettingen

Suggested Citation: Herrera, Javier; Roubaud, François (2003) : Dynamique de la pauvreté urbaine au Pérou et à Madagascar 1997-1999: une analyse sur données de panel, IAI Discussion Papers, No. 106, Georg-August-Universität Göttingen, Ibero-America Institute for Economic Research (IAI), Göttingen

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/27397>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

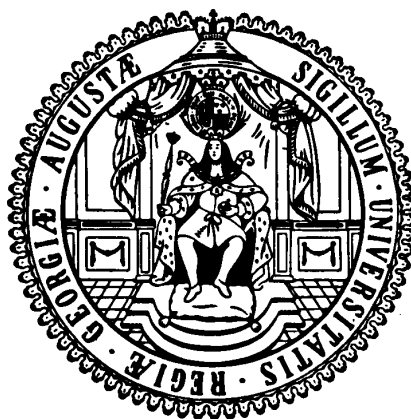
Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

**Ibero-Amerika Institut für Wirtschaftsforschung
Instituto Ibero-Americano de Investigaciones Económicas
Ibero-America Institute for Economic Research
(IAI)**

**Georg-August-Universität Göttingen
(founded in 1737)**



Diskussionsbeiträge · Documentos de Trabajo · Discussion Papers

Nr. 106

**Dynamique de la pauvreté urbaine au Pérou
et à Madagascar 1997-1999:
Une Analyse sur données de panel**

**Javier Herrera
François Roubaud**

Mai 2003

DOCUMENT DE TRAVAIL

DT/2003/03

Dynamique de la pauvreté urbaine au Pérou et à Madagascar 1997-1999 : Une Analyse sur données de panel

Javier HERRERA
François ROUBAUD

DYNAMIQUE DE LA PAUVRETE URBAINE AU PEROU ET A MADAGASCAR 1997-1999: UNE ANALYSE SUR DONNEES DE PANEL

Javier Herrera
DIAL – UR CIPRÉ de l'IRD - INEI
jherrera@inei.gob.pe

François Roubaud
DIAL – UR CIPRÉ de l'IRD
roubaud@dial.prd.fr

Document de travail DIAL / Unité de Recherche CIPRÉ
Mai 2003

RESUME

Du fait du manque de données de panel, il existe peu d'études sur la dynamique de la pauvreté dans les pays en développement. De plus, il est difficile d'en tirer des conclusions générales en raison des différences méthodologiques entre elles. Notre étude sur la dynamique de la pauvreté urbaine à Madagascar et au Pérou est basée sur un large panel de ménages couvrant la période 1997-1999. En appliquant des méthodes rigoureusement comparables dans les deux pays, nous cherchons à identifier les traits généraux et spécifiques de la pauvreté chronique et transitoire.

L'importance des transitions de pauvreté, ainsi que les caractéristiques des ménages pauvres (de manière transitoire ou chronique), sont d'abord étudiées. A l'aide d'un modèle logit multinomial, on mesure ensuite la contribution à la pauvreté chronique et aux transitions de pauvreté (entrées/sorties) de trois groupes de variables : caractéristiques des ménages (démographiques, capital humain et physique) ; chocs subis par les ménages (démographiques et liés au marché du travail) ; variables géographiques liées au voisinage (fourniture de biens publics, niveau de revenu, capital humain et structure de l'emploi, etc.).

Nos résultats infirment la thèse selon laquelle les chocs seraient la seule variable explicative des formes transitoires de pauvreté. Le mode d'entrée sur le marché du travail, ainsi que les caractéristiques du voisinage apparaissent également pertinentes pour l'analyse de la dynamique de la pauvreté. Nos résultats suggèrent que la dimension liée à l'inégalité spatiale mériterait d'être analysée dans les analyses sur les dynamiques de pauvreté et de revenus.

Thème : bien-être, pauvreté, répartition des revenus

Mots-Clefs : dynamique de la pauvreté, inégalité, Pérou, Madagascar, modèle logit multinomial, panel

Code-JEL: I32, D63, D31

ABSTRACT

Because of the lack of panel data there have been few studies on poverty dynamics in developing countries. Furthermore, because of methodological differences, it is difficult to draw general conclusions from them. This paper analyses a large sample of Peruvian and Madagascan urban households (1997-1999), applying the same methodology for both countries. Its objective is to identify the general and specific characteristics of chronic and transient poverty.

We measure the importance of poverty transitions, as well as the characteristics of the temporarily and the chronically poor, with respect to those of non-poor households. Using a multinomial logit model, we also highlight the specific contribution to chronic poverty and poverty entries/exits of three main variables: household characteristics (demographics, human and physical capital), and shocks (related to both demographics and job market) experienced by these households; « geographic » variables linked to neighborhoods (provision of public goods, income levels, human capital and employment structure, etc.).

Our results do not confirm the idea that only shocks are relevant to explain temporary forms of poverty. The type and quality of entry on the job market, as well as the features of the residence neighborhood, turn out to be equally relevant in the analysis of poverty dynamics. These results suggest that the spatial « inequality » dimension should be added to analyses on income and poverty transition dynamics.

Themes : welfare, poverty, income distribution

Keywords : poverty dynamics, inequality, Peru, Madagascar, multinomial logit

JEL: I32, D63, D31

Tables des matières

INTRODUCTION.....	5
1. PERSPECTIVE GENERALE.....	6
1.1. Le contexte macro-économique dans les années 1990	6
1.1.1. Pérou.....	6
1.1.2. Madagascar	8
1.2. Les données	9
1.2.1. L'enquête ENAHO au Pérou.....	9
1.2.2. L'enquête-emploi MADIO à Madagascar	10
1.2.3. La mesure du bien-être et la construction des lignes de pauvreté	10
2. PAUVRETE, CROISSANCE ET INEGALITE DANS LA SECONDE MOITIE DES ANNEES 1990	11
2.1. Niveaux et évolution de la pauvreté urbaine (1995-2000)	11
2.2. Pauvreté, croissance et inégalités	13
3. LA DYNAMIQUE INDIVIDUELLE DE LA PAUVRETE 1997-1999	14
3.1. Les transitions de pauvreté	14
3.2. L'analyse des profils de pauvreté.....	17
4. Les déterminants des transitions de pauvreté.....	19
4.1. Revue de la littérature sur la question dans les PED	19
4.2. Le modèle économétrique	21
4.3. Résultats des estimations.....	24
4.3.1. Pauvreté chronique versus non pauvreté.....	24
4.3.2. Entrées et sorties de la pauvreté.....	25
CONCLUSION.....	27
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES	29
ANNEXES.....	32

Listes des tableaux

Tableau 1 : Madagascar et le Pérou en chiffres (1999)	7
Tableau 2 : Echafaudages utilisés 1997-1999.....	10
Tableau 3 : Evolution de la pauvreté monétaire, 1995-2000.....	12
Tableau 4 : Evolution de la pauvreté: tests de dominance stochastique du 1er ordre, 1995-2000	13
Tableau 5 : Décomposition de l'évolution de la pauvreté: croissance et inégalités, 1995-2000	14
Tableau 6 : Matrices de transition de pauvreté 1997-1999.....	15
Tableau 7 : Pauvreté chronique et transitoire dans différents pays	17
Tableau 8 : Profils de pauvreté suivant le type de pauvreté.....	18
Tableau 9 : Etudes en panel sur la dynamique de la pauvreté et des revenus	20

Liste des graphiques

<i>Graphique 1 : Evolution du PIB par tête 1960-2000</i>	<i>9</i>
<i>Graphique 2 : Fonction de répartition des revenus par tête, 1995-2000</i>	<i>12</i>
<i>Graphique 3 : Flux d'entrée et de sortie de pauvreté entre 1997 et 1999.....</i>	<i>16</i>
<i>Graphique 4 : Variation des probabilités des transitions de pauvreté en fonction du niveau du capital humain du ménage.....</i>	<i>24</i>

Liste des encadrés

<i>Encadré 1.....</i>	<i>23</i>
-----------------------	-----------

INTRODUCTION

Depuis quelques années, la lutte contre la pauvreté est devenue l'objectif central des politiques de développement. Le bilan mitigé de deux décennies de stabilisation et d'ajustement structurel sur le niveau de vie des ménages dans les pays du Sud a conduit la communauté financière internationale, emmenée par les institutions de Bretton Woods, à reconsidérer sa stratégie et à se doter de nouveaux instruments pour mener à bien ce qui s'apparente à une véritable croisade. Les *documents cadre de politique économique* (DCPE), qui conditionnaient l'accès aux concours financiers des agences d'aide s'intitulent désormais *documents stratégiques de réduction de la pauvreté* (DSRP). Le traditionnel « crédit d'ajustement structurel » (CAS) de Banque Mondiale a été remplacé par le « crédit de soutien pour la réduction de la pauvreté » (CSR). Même le FMI, jusque là peu impliqué sur ce front, a emboîté le pas en transformant sa « facilité d'ajustement structurel renforcée » (FASR) en « facilité pour la réduction de la pauvreté et la croissance » (FRPC). Un nouveau dispositif de réduction de la dette vient compléter les accords d'annulation et de rééchelonnement antérieurs (Club de Paris, termes de Toronto, Naples, Lyon, etc.) à travers l'initiative en faveur des pays pauvres très endettés (PPTE). Pour marquer leur engagement, les principaux donateurs ont fixé huit objectifs de développement du millénaire (ODM), dont le premier est de diviser par deux l'incidence de l'extrême pauvreté entre 1990 et 2015. Si la priorité à la lutte contre la pauvreté est avant tout focalisée sur les pays les moins avancés, elle touche également les pays à revenu intermédiaire, pour embrasser l'ensemble des pays en développement (PED) et en transition.

Cette nouvelle orientation des politiques de développement pose un redoutable défi pour la communauté scientifique et pour les économistes en particulier, dont le rapport sur le développement dans le monde, intitulé « *Combattre la pauvreté* » (Banque mondiale, 2000), montre toute l'ampleur. L'objectif de cette étude est de contribuer à cette vaste réflexion à travers l'analyse comparée de la dynamique individuelle de la pauvreté dans deux pays en développement, Madagascar et le Pérou, à la fin des années 1990. L'intérêt de ce travail repose sur la confrontation rigoureuse des déterminants des transitions de pauvreté à partir de deux panels de ménages urbains, sur une période de trois ans, dans deux contextes très contrastés: le premier portant sur l'un des pays les plus pauvres du monde en phase de récupération rapide et le second sur un pays émergent engagé dans une conjoncture récessive.

Les jugements sur les progrès décevants obtenus en matière de niveaux de vie et d'inégalité au niveau international reposent généralement sur une vision statique, fondée sur la comparaison des indicateurs une année donnée avec ceux des années précédentes. Seuls les soldes nets de pauvreté sont considérés et l'on ignore les trajectoires des ménages au cours du temps. Les conclusions tirées des approches statiques quant à la persistance ou non de la pauvreté supposent implicitement que les pauvres constituent une catégorie fixe de ménages ayant des caractéristiques spécifiques et de caractère permanent. Cela suppose donc qu'il n'y pas (ou peu) de redistribution des revenus au profit des segments les plus bas de la distribution des revenus.

Le suivi d'un panel de ménages permet d'aborder d'importantes questions jusque là demeurées sans réponse dans les PED. Quelle proportion de la population se trouve en situation de pauvreté chronique ? Quel pourcentage des pauvres d'une année donnée correspond à des pauvres transitoires ? Quelle est l'importance de la mobilité économique des ménages et, en particulier, celle entre pauvres et non-pauvres ? Les pauvres permanents possèdent-ils des caractéristiques différentes de celles de pauvres transitoires ? Les facteurs déterminants des entrées en pauvreté sont-ils les mêmes que pour les sorties ? Quels changements dans les caractéristiques des ménages et leur environnement sont associés à la mobilité ascendante et descendante ? De quelle manière cette approche dynamique de la pauvreté conduit à reconsidérer les politiques de lutte contre la pauvreté et à en apprécier l'efficacité ? Peu de pays en développement sont armés pour répondre à ces questions car cela suppose de disposer d'un suivi à grande échelle des mêmes ménages au cours du temps ; or les enquêtes qui le permettent sont extrêmement rares dans ces pays.

L'examen des caractéristiques et des déterminants des transitions entre pauvreté et non-pauvreté devrait permettre d'appréhender de manière plus fine les différentes formes de pauvreté, en distinguant notamment les pauvres chroniques des pauvres transitoires, et partant de leur appliquer des politiques différenciées, liées aux facteurs de risque spécifiques à chacune de ces deux catégories; ceci en dehors des problèmes de ciblage (« filtration » et « exclusion ») engendrés par un fort degré de mobilité entre pauvreté et non-pauvreté.

S'il existe une abondante littérature dans les pays développés sur la question de la mobilité économique et des dynamiques de pauvreté basées sur des panels de ménages (voir par exemple Jenkins, 1998), de telles études restent encore très rares dans les PED. L'absence de données longitudinales en est la raison principale. Selon Yacub (1999), seulement 5 des 44 pays à faible développement humain et 7 des 66 pays à développement humain intermédiaire, suivant la classification du PNUD, disposaient de données de panel. Dans un ouvrage récent consacré à cette question, Baulch et Hoddinot (2000) confirmaient cette lacune. Leur ouvrage, qui regroupe 6 études originales (Ethiopie, Afrique du Sud, Chine, Pakistan, Zimbabwe et Chili), constitue la première tentative de tirer des enseignements de ce type d'approche. Cependant, l'extrême diversité des panels utilisés (en termes de couverture géographique, de période de référence, de type d'échantillonnage, d'indicateur de bien-être, ligne de pauvreté, etc.) limite considérablement la portée analytique des différentes études de cas, notamment dans leur dimension comparative.

S'inscrivant dans cette même veine thématique, notre article constitue, à notre connaissance, la première tentative d'analyse comparative de la dynamique de la pauvreté qui repose sur une approche et des options méthodologiques communes. En mobilisant deux panels d'une grande qualité et en adoptant des procédures homogènes de construction des variables d'analyse, on se place dans les meilleures conditions pour étudier les facteurs de risque d'entrée en pauvreté ou ceux associés à la pauvreté chronique. Il s'agit donc de savoir si le niveau de développement et la conjoncture économique joue sur le degré de « fluidité » de la pauvreté. De plus, le fait de disposer de trois années consécutives permet d'inclure parmi les variables explicatives des transitions de pauvreté des chocs subis par les ménages (démographiques et économiques) en évitant les problèmes d'endogénéité, qui ne peuvent pas être réglés lorsqu'on ne dispose que de deux points dans le temps. Enfin, nous avons cherché à élargir le champ des facteurs explicatifs des transitions de pauvreté, en ajoutant aux traditionnelles caractéristiques individuelles des ménages des variables liées au quartier de résidence, afin d'apprécier d'éventuels effets de localisation géographique sur la pauvreté.

La première section présente le contexte macro-économique des trois années sous revue (1997-1999) en les replaçant dans une perspective historique, ainsi que les principales caractéristiques des données utilisées et les choix méthodologiques retenus. Un bilan des évolutions de la pauvreté et des inégalités à travers l'analyse en coupe transversale fait l'objet de la deuxième section. L'estimation des intervalles de confiance et l'analyse en termes de dominance stochastique permettent d'asseoir la robustesse des résultats fondés sur la comparaison des indices FGT traditionnels. Une décomposition croissance/inégalité de l'évolution de la pauvreté est aussi menée. La troisième section est consacrée à l'analyse descriptive des transitions de pauvreté, qui seront modélisées dans la quatrième section. Enfin la conclusion résume les principaux résultats de l'étude et explore quelques implications qui peuvent en être dérivées pour les politiques de lutte contre la pauvreté.

1. PERSPECTIVE GENERALE

1.1. Le contexte macro-économique dans les années 1990

Malgré des niveaux de développement très différents, le PIB par tête du Pérou étant dix fois supérieur à celui de Madagascar (2.400 et 250 dollars respectivement), les deux pays ont suivi des politiques très semblables au cours des années 1990. Suite aux échecs des stratégies de politiques économiques du passé et à l'instar de nombreux PED, ils ont cherché à réorienter leur modèle de croissance en misant sur la libéralisation et l'ouverture à l'économie mondiale. Le tournant a été adopté dès le milieu des années 1980 à Madagascar, tandis que le Pérou a attendu 1990, avec l'arrivée au pouvoir du président Fujimori.

1.1.1. Pérou

Les années 1990 furent celles de profondes réformes institutionnelles et de chocs macro-économiques qui marquent une rupture avec le régime clientéliste précédent, dont « l'hétérodoxie » économique avait plongé le pays dans le chaos (hyper-inflation, etc.). La plupart des entreprises publiques et para-publiques ont été privatisées, les subventions et contrôles des prix supprimés tandis que le gouvernement procédait à une réforme sans précédent du marché du travail. La stabilité de l'emploi a été pratiquement abolie et les coûts du licenciement fortement diminués. Sous l'incitation de compensations financières, plus de 150.000 fonctionnaires ont quitté leur emploi tandis que parallèlement la dérégulation du marché entraînait la

généralisation du travail précaire. Ainsi dans la capitale, la proportion d'employés stables est passée de 65 % en 1989 à 42 % en 1994, puis à 23 % en 1997 (Vedera, 2000). Dans le même temps, le taux de syndicalisation s'effondrait : de 58 % en 1989 il n'atteint pas 13 % en 1997.

Après une première phase de récession brutale consécutive au « fujichoc » (le PIB recule de 5 % en 1990), le Pérou connaît une période de forte expansion entre 1993 et 1997¹. Le PIB par tête croît de plus de 6 % l'an. A partir du second semestre 1997, la croissance de l'économie péruvienne s'est brutalement ralentie, puis est devenue négative à la suite de la crise asiatique, à l'instar de la plupart des autres pays latino-américains. Au tarissement des entrées de capitaux à court terme et à la chute des cours des principales exportations sont venus s'ajouter les effets dévastateurs du Niño. Apprécié dans une perspective de long terme, le bond de plus de 50 % du PIB sous le mandat du président Fujimori n'aura finalement permis que de retrouver le niveau atteint en 1972.

En 1998 et 1999, le pays enregistre une diminution du PIB par tête de -2,1 % et -0,3 %. Le dualisme de l'économie péruvienne, où la croissance est tirée par un secteur d'exportation de produits primaires dynamique, cache l'ampleur de la crise pour les ménages, qui pâtissent au premier chef de la contraction du marché intérieur. La consommation privée par tête chute de -2,7 % et de -1,9 % en 1998 et 1999, après avoir crû de 2,4 % sous l'impulsion d'une relance des dépenses publiques l'année précédente, lesquelles avaient progressé de 7,6 % cette année là. L'ampleur du recul de la consommation enregistré par les comptes nationaux est confortée par les résultats des enquêtes auprès des ménages. Les dépenses réelles par tête y chutent de -8 % entre 1997 et 1999.

Cette dégradation de l'activité économique s'est traduite par une aggravation du taux de chômage (de 7,2 % à 9 % entre 1996 et 1999), pourtant peu sensible aux chocs macroéconomiques (en raison notamment de l'absence d'assurance chômage et d'une forte proportion d'informels indépendants). La rémunération des ouvriers dans les établissements de plus de 10 travailleurs diminue de -0,5 % entre 1997 et 1998 et de -1,3 % l'année suivante. La baisse des niveaux de vie peu indirectement se lire dans les stratégies des ménages pour contrer la crise. Ainsi, le taux d'activité dans la capitale est passé de 59,7 % en 1996 à 64 % en 1999.

Dans ce contexte défavorable, l'incidence de la pauvreté au niveau national s'est accrue de manière significative entre 1998 et 1999 (elle passe de 37,7 % à 42,2 %)². La pauvreté est devenue plus urbaine dans la mesure où l'accroissement de pauvres s'est concentré pour les trois quarts dans les zones urbaines. Ainsi, le taux de pauvreté augmente de 7 points dans la capitale et sur la côte urbaine alors qu'il reste stable en milieu rural. Sur le million et demi de pauvres supplémentaires entre 1997 et 1999, 43 % sont issus de la capitale et 30 % des villes côtières. Contrastant avec cette situation, l'incidence de l'extrême pauvreté recule de 15,6 % à 13,2 % entre 1997 et 1999, grâce notamment à une diminution de 10 points de l'incidence en milieu rural alors qu'elle demeure relativement stable en zone urbaine. Cette évolution contrastée de la pauvreté n'est certainement pas dissociée des politiques de réformes menées. Ces dernières sont de nature à toucher davantage le secteur moderne et urbain de l'économie. Parallèlement, le gouvernement mettait en place un programme de lutte contre la pauvreté et procédait à une augmentation sans précédent des dépenses sociales. Celles-ci ont triplé entre 1993 et 1998, en passant de 63 à 174 \$ par tête et ont été destinées en très grande partie aux zones rurales les plus pauvres du pays.

Tableau 1 : Madagascar et le Pérou en chiffres (1999)

	Madagascar	Pérou		Madagascar	Pérou
Superficie (1 000 km ²)	587	1.285	PIB (mds us\$)	3,7	51,9
Population (millions)	14,6	25,2	PIB/tête (us\$)	250	2.130
Taux de croissance population (%)	2,8	1,7	Taux d'investissement (%PIB)	12	22
Population urbaine (%)	29	72	Pression fiscale (%PIB)	11	12
Espérance de vie (années)	58	69	Dette extérieure (%PIB)	123	61

¹ Il est intéressant de noter que les dernières années du gouvernement d'Alan Garcia ont été autrement plus néfastes sur la croissance que le "fujichoc" : entre 1987 et 1989 le PIB par tête a baissé de 22 % contre moins de 7 % entre 1989 et 1990 (cf. graphique 1).

² Les niveaux de pauvreté mentionnés dans cette partie, aussi bien pour le Pérou que pour Madagascar, correspondent aux données officielles. Ils ne sont pas comparables à ceux calculés dans la suite de l'étude du fait de sources de données et de choix méthodologiques différents (couverture géographique, ligne de pauvreté, revenu versus consommation, etc.).

1.1.2. Madagascar

Madagascar s'est engagée depuis maintenant près de 15 ans dans un processus d'ajustement de son économie. Si dans une première phase l'accent a été mis sur la stabilisation financière, les limites d'une telle politique se sont rapidement faites jour. La seconde phase a cherché à instaurer un changement en profondeur du mode de régulation économique. Ainsi et malgré les hésitations, les autorités ont engagé une large gamme de réformes visant à promouvoir l'économie de marché. Parmi les mesures qui ont été prises, on peut citer :

- la suppression des taxes à l'exportation ;
- la forte diminution des droits et taxes à l'importation ;
- la libéralisation des circuits de commercialisation, ainsi que des prix qui étaient auparavant administrés ;
- l'instauration du régime des entreprises franches exportatrices ;
- la mise en place du système de taux de change flottant ;
- le désengagement de l'Etat des activités productives, notamment du secteur bancaire.

Même si dans certains domaines, des difficultés persistent dans la poursuite des réformes sectorielles (privatisation des entreprises publiques, réforme de la fonction publique, etc.), les étapes qui ont été franchies reflètent un degré avancé d'engagement dans le processus d'instauration d'une économie de marché et d'ouverture extérieure. En fait, à partir du début des années 90, Madagascar a mené de front une double transition : économique, bien sûr, mais aussi politique. Le pays a enterré avec succès une expérience de type socialiste, qui a duré deux décennies, en faveur d'un régime démocratique (élections libres, liberté de la presse, émergence de la société civile, etc.). Fort de ces avancées, Madagascar renouait en 1996 avec la communauté financière internationale, ce qui lui a permis de bénéficier de nombreux crédits et remises de dettes (CAS, FASR, Club de Paris, etc.)

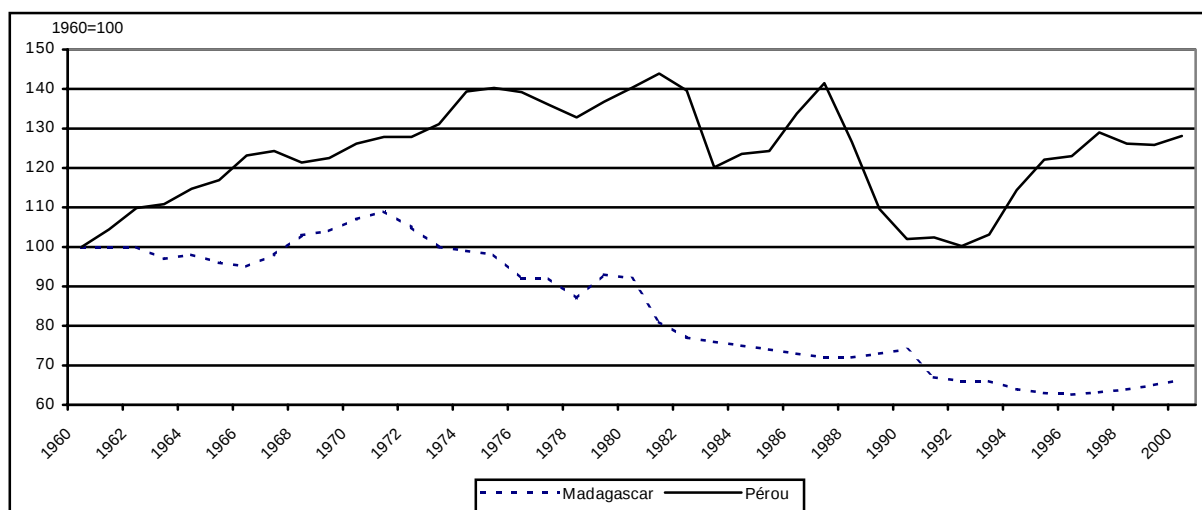
Cependant, malgré l'ampleur du programme de réformes, l'économie malgache stagne au cours de la première moitié des années 90. L'instabilité politique chronique qui a régné durant cette période est largement responsable de cette phase d'ajustement sans croissance. Ce n'est finalement qu'à partir de 1997, que la reprise se fait sentir : pour la première fois depuis de nombreuses années, le PIB par tête s'améliore légèrement (+1 %). Depuis, le processus s'accélère, et la croissance flirte avec les 5 % en 2000. Cette embellie est tout à fait exceptionnelle à l'aune de l'histoire économique de Madagascar. Il faut remonter à la fin des années 60 pour retrouver une situation aussi favorable. L'inflation est sous contrôle, après le dérapage des années 1994/96 engendré par la libéralisation du taux de change. Si dans l'ensemble l'insertion de Madagascar dans l'économie mondiale ne s'est pas substantiellement améliorée, du fait de l'inertie des exportations traditionnelles de produits primaires et de la stagnation des flux de capitaux privés extérieurs, quelques secteurs ont su tirer leur épingle du jeu. C'est le cas du tourisme, de la pêche mais surtout de la zone franche industrielle d'exportation, dont le dynamisme exceptionnel contraste avec le marasme qui caractérise ses homologues d'Afrique sub-saharienne (à l'exception de l'Ile Maurice).

L'évolution macro-économique affichée par les données de la comptabilité nationale reflète mal la dynamique du revenu des ménages, du fait notamment de leur piètre qualité. Les enquêtes auprès des ménages permettent de mettre en évidence un boom sans précédent de l'économie urbaine tandis que dans le même temps les zones rurales stagnent. En ville, les emplois informels qui avaient progressivement colonisés le marché du travail reculent, tandis que la rémunération réelle du travail et le revenu par tête des ménages enregistrent une augmentation 43 % et 35 % respectivement entre 1995 et 1999 (Razafindrakoto, Roubaud, 1999). Cette embellie exceptionnelle, qui profite à toutes les catégories de ménages, est stimulée par une politique de salaires publics et privés très généreuse. En revanche, les campagnes, massivement en marge du marché, ne profitent pas du retour de la croissance. Ce dualisme engendre une montée des inégalités entre zones urbaines et rurales, où les poches de pauvreté sont massivement concentrées (84 % des pauvres).

L'évolution de la pauvreté suit les fluctuations des revenus des ménages. Selon les résultats des enquêtes EPM réalisées en 1993, 1997 et 1999, l'incidence a légèrement reculé entre 1997 et 1999 au niveau national (- 2 points). Cependant, ce constat global cache des dynamiques divergentes entre milieux urbain et rural. Alors que la pauvreté rurale se maintient à des niveaux élevés (76 % et 76,7 %), elle régresse de plus de 11 points en ville (63,2 % et 52,1 %). Dans les deux cas, l'incidence de la pauvreté est toujours supérieure à celle enregistrée en 1993 (Razafindravonona, Stifel, Paternostro, 2001). Dans une perspective de plus long

terme, le niveau de vie des ménages reste très en deçà de celui observé au début des années 70, puisque entre 1971, l'année la plus faste, et 1996, le point le plus bas, la consommation par tête avait été divisée par deux. Dans le cas de la capitale, où l'on dispose de données depuis l'indépendance, le niveau de vie a baissé de 30 % entre 1961 et 1998 (Ravelosoa, 2001). L'impact des politiques spécifiques de lutte contre la pauvreté (transferts, dépenses sociales, etc.) reste marginal du fait de ressources budgétaires dérisoires (le taux de pression fiscale atteint difficilement 10 % du PIB).

Graphique 1 : Evolution du PIB par tête 1960-2000



Sources : INSTAT, Madagascar, Banco Central de Reserva, Pérou, nos propres calculs.

1.2. Les données

Pour mener à bien l'analyse des transitions individuelles de pauvreté, il est nécessaire de disposer de données de panel. De plus, la perspective comparative que nous adoptons ici suppose que les enquêtes et les procédures de traitement soient harmonisées. Ces deux contraintes expliquent pourquoi, à notre connaissance, aucun travail de ce genre n'a jamais été mené. Nous présentons brièvement ci-après les données utilisées ainsi que les principaux choix méthodologiques retenus.

1.2.1. L'enquête ENAHO au Pérou

En 1996, l'Institut National de Statistique et Informatique (INEI) péruvien, avec le soutien de la Banque Inter-Américaine de Développement, a mis en place un système d'enquêtes auprès des ménages (ENAHO), dans le cadre du programme MECOVI. Ces enquêtes permettent, entre autres, de suivre les conditions de vie de la population. La constitution d'un large panel national de ménages fut l'un des innovations majeures de ce programme. Outre leur couverture est nationale, les enquêtes offrent la possibilité de désagréger les résultats suivant sept domaines géographiques, en plus de la distinction entre zones urbaines et rurales. Ce dispositif comprend quatre enquêtes trimestrielles, chacune mettant l'accent sur un thème particulier (violence, emploi, santé, éducation, dépenses des ménages). Dans cette étude, nous n'utiliserons que les vagues réalisées au dernier trimestre de chaque année, dans la mesure où ce sont les seules qui comportent une dimension de panel.

On dispose ainsi d'un panel de 1.720 ménages urbains et près de 8 000 individus présents chaque année sur la période 1997-1999 et de deux sous-panels bi-annuels de 2 709 et 1 872 ménages pour 1997-1998 et 1998-1999, respectivement. Les ménages présents dans le panel les trois ans consécutifs représentent un peu plus de 40 % de l'échantillon total en 1997 et 1998 et près de 78 % en 1999. Outre les informations relatives au logement et les caractéristiques démographiques des individus, les enquêtes ont une section relative à l'éducation, la santé, les dépenses, les revenus, l'emploi, etc.

1.2.2. L'enquête-emploi MADIO à Madagascar

A partir de 1995, l'Institut National de la Statistique (INSTAT), avec l'appui du projet MADIO, a mis en place un système d'enquêtes 1-2-3 auprès des ménages dans l'agglomération d'Antananarivo (Roubaud, 2001 ; Rakotomanana, Ravelosoa, Roubaud, 2001). Ce dispositif est basé sur une enquête-emploi (phase 1), reconduite chaque année, portant sur un échantillon de 3.000 ménages et environ 15.000 individus. Cette enquête sert de support aux phases 2 (secteur informel) et 3 (consommation, pauvreté) qui sont menées tous les 3 ans (1995, 1998, 2001), suivant le principe des greffes d'enquêtes. En 2000, l'enquête a été étendue aux 7 plus grandes villes du pays. Il convient de souligner qu'un tel dispositif est tout à fait exceptionnel en Afrique sub-saharienne. En particulier, du fait de procédures de contrôle strictes à toutes les étapes (collecte, apurement, traitements), la qualité des données malgaches est très supérieure à celle que l'on peut trouver dans la plupart des enquêtes auprès des ménages en Afrique.

Les résultats analysés ici sont tirés des enquêtes-emplois 1995-2000. En particulier, ils mobilisent les données du panel 1997-1999. En effet, à partir de 1997, le principe du renouvellement d'un tiers de l'échantillon chaque année (soit 1.000 ménages) a été adopté. Cependant, compte tenu de la déperdition observée entre 1997 et 1998, la totalité de l'échantillon de 1998 a été enquêtée en 1999. Finalement, le panel 1997-1999 porte sur un échantillon exploitable de 2.676 ménages : 1.551 enquêtés en 1997 et 1998 et 2.371 en 1998 et 1999, dont 1 249 pour lesquels nous disposons de données les trois années. Les informations étant collectées au niveau individuel pour tous les membres du ménage, 13.539 individus appartenant aux 2.676 ménages sont concernés : 8.149 en 1997 et 1998 et 12.138 en 1998 et 1999, dont 6.478 les trois années. Outre les informations socio-démographiques traditionnelles et les caractéristiques du logement, l'enquête porte sur la situation des individus vis-à-vis du marché du travail (inactivité, chômage, type d'emploi) ainsi que les revenus.

Tableau 2 : Echantillons utilisés 1997-1999

Nombre de ménages	Madagascar			Pérou		
	1997	1998	1999	1997	1998	1999
Echantillon total	3.000	3.002	3.002	4.022	4.044	2.218
Panel 1997-1998	1.551	1.551	-	2.709	2.709	-
Panel 1998-1999	-	2.371	2.371	-	1.872	1.872
Panel 1997-1998-1999	1.249	1.249	1.249	1.720	1.720	1.720

Sources : Enquêtes-emploi 1997-1999, MADIO, Enaho 1997-1999, INEI, nos propres calculs.

1.2.3. La mesure du bien-être et la construction des lignes de pauvreté

A la différence de nombreuses études, les niveaux de bien-être et les mesures de pauvreté monétaire qui en sont dérivés sont basés sur le revenu par tête des ménages. Si ce choix obéit principalement à la nécessité de pouvoir comparer les deux pays (nous ne disposons pas d'estimation des dépenses dans le panel malgache), il est aussi fondé sur un certain nombre de considérations analytiques. En premier lieu, l'argument souvent avancé pour privilégier l'approche par la dépense plutôt que par le revenu, repose sur l'idée que la première est mieux appréhendée que le second dans les enquêtes. Cet argument ne nous semble pas systématiquement justifié et sans doute largement surestimé. Rien ne permet d'assurer que les erreurs de mesure sur la consommation (valorisation de l'auto-consommation, complexité des procédures de reconstitution de la consommation sur l'année, effet de mémoire, etc.) soient plus faibles que pour les revenus³. Ce constat est d'ailleurs corroboré dans le cas des pays développés (Verger, 2001). Ce dernier était amené à conclure: *"Finalement il n'est pas plus aisé de mesurer la consommation que le revenu : c'est même peut-être encore plus difficile et force est de reconnaître que la distribution individuelle des consommations telle qu'elle est tirée des enquêtes sur les Budgets des ménages n'a presque aucune valeur au niveau individuel et ne saurait fournir la base d'une approche de l'inégalité ou de la pauvreté"*. C'est pourquoi en Europe, les mesures de pauvreté sont basées sur le revenu et non sur les dépenses.

En second lieu, notre objectif étant de lier les chocs macroéconomiques et les mesures de politique économique aux changements des niveaux de vie des ménages sur une courte période, l'utilisation de la

³ A titre d'exemple, la consommation des ménages issus de l'enquête de 1993 à Madagascar ne représente qu'un tiers de la consommation privée issue des comptes nationaux pour la même année.

variable de consommation (souvent interprétée comme une mesure de revenu permanent) ne paraît pas la plus appropriée. En revanche, les revenus apparaissent plus étroitement connectés aux conditions en vigueur sur le marché du travail, lui-même sous l'emprise directe de la conjoncture macroéconomique. De plus, en terme de politique économique, il est plus facile d'agir sur les revenus que sur la consommation, qui n'en est qu'une résultante. Enfin, le fait d'avoir limité le champ de notre étude aux seuls ménages urbains nous permet aussi de minimiser les chocs exogènes liés au climat. Ainsi, vers la fin de 1997 le phénomène du Niño a durement touché les activités agricoles au Pérou. Tant les entrées en pauvreté (en 1998) que les sorties (en 1999) en milieu rural sont liées à la chute puis au rebond de la production agricole provoqué par ce phénomène naturel, dans de proportions difficiles à apprécier. C'est évidemment beaucoup moins le cas des revenus urbains, plus directement liée à l'évolution du marché interne.

La variable de "revenu" retenue dans cette étude correspond à la somme de tous les revenus (monétaires et non monétaires) de chacun des membres du ménage, à l'exception des revenus du capital. Ils comprennent l'ensemble des rémunérations du travail dans l'activité principale et secondaire, formelles et informelles, les avantages en nature, les prestations sociales et les pensions. Si la non prise en compte des revenus du capital introduit un biais dans la mesure du revenu total, celui-ci n'est pas a priori susceptible de remettre en question les résultats obtenus du fait de leur faible poids dans les pays en développement, notamment chez les pauvres. Pour asseoir les comparaisons inter-temporelles et géographiques, nous avons adopté une ligne de pauvreté absolue commune aux deux pays. Suivant les travaux classiques en la matière (Ravallion, 1996), le seuil retenu correspond au montant permettant d'atteindre une norme de consommation alimentaire de 2.300 calories par tête et par jour, auquel vient s'ajouter un complément pour les dépenses non alimentaires (voir annexe). Calculées pour 1998, où nous disposons d'enquêtes consommation dans les deux pays, ces lignes ont été rétro et extrapolées en utilisant l'indice des prix à la consommation correspondant, soit respectivement 140 300 francs malgaches et 198 nouveaux soles, équivalant à 2 et 4 dollars courants.

En amont, les deux panels ont été systématiquement contrôlés et les données aberrantes éliminées. En aval, l'étude des biais d'attrition a permis de s'assurer que les panels utilisés étaient de bonne qualité et bien représentatifs des univers sous revue dans les deux pays (voir annexe). Par ailleurs, pour permettre la comparaison, seules les variables communes aux deux séries d'enquêtes ont été utilisées dans l'analyse. Elles ont été construites suivant des définitions et des modes de calcul rigoureusement identiques.

2. PAUVRETE, CROISSANCE ET INEGALITE DANS LA SECONDE MOITIE DES ANNEES 1990

2.1. Niveaux et évolution de la pauvreté urbaine (1995-2000)

Entre 1995 et 2000, la pauvreté a reculé de plus de 12 points dans la capitale malgache. Elle est ainsi passée de 86 % à 74 %. 1997 et 2000 constituent les deux meilleures années sur ce point. La décade n'est pas seulement cantonnée à l'incidence de la pauvreté, mais touche l'ensemble des indicateurs FGT, en particulier l'intensité et la sévérité de la pauvreté (P_1 et P_2), où elle est encore plus spectaculaire (-16 points en 5 ans). Cette baisse importante est d'autant plus appréciable qu'il s'agit d'un véritable renversement de tendance, la pauvreté n'ayant fait que s'aggraver sur longue période, c'est-à-dire, au moins depuis le début des années 70. Malgré cette amélioration, près de trois Tananariviens sur quatre restaient pauvres en 2000. Dans le cas du Pérou, la tendance est moins nette. Après une phase de forte baisse de la pauvreté de 6 points entre 1994 et 1997, celle-ci se stabilise sur la période ultérieure (1997-1999). La légère diminution de 2 points observée entre 1997 et 1998, pas plus que la remontée l'année suivante, sont statistiquement significatives.

En niveaux, l'incidence comparée de la pauvreté urbaine entre les deux pays met clairement en lumière l'écart qui sépare les deux pays. La différence était de 50 points au milieu des années 90. Malgré le dynamisme exceptionnel de l'économie malgache, l'écart atteignait encore de 47 points en 1999. A un tel rythme, il faudrait attendre près de 20 ans pour égaler le niveau actuel enregistré au Pérou.

Tableau 3 : Evolution de la pauvreté monétaire, 1995-2000

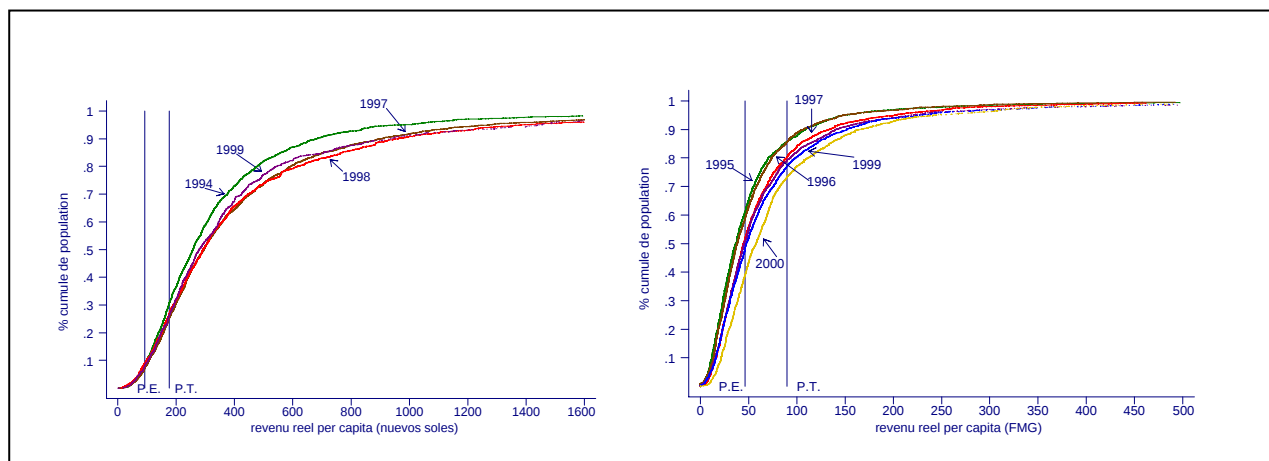
	Madagascar						Pérou			
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	1994	1997	1998	1999
P₀	85,8 [82,6-89,0]	85,6 [82,9-88,2]	80,5 [78,1-83,0]	79,6 [77,3-81,8]	77,3 [74,8-79,9]	73,6 [70,3-76,8]	35,9 [32,6-39,3]	30,2 [27,8-32,5]	28,6 [25,7-31,5]	30,3 [27,2-33,5]
P₁	52,5 [49,1-55,8]	50,7 [48,1-53,2]	44,7 [42,7-46,7]	44,3 [42,2-46,4]	42,6 [40,5-44,7]	36,1 [33,6-38,7]	12,5 [10,9-14,0]	10,4 [9,4-11,3]	10,4 [8,9-11,8]	10,2 [8,8-11,6]
P₂	36,7 [33,7-39,7]	34,8 [32,6-36,9]	29,3 [27,6-30,9]	29,3 [27,5-31,1]	28,1 [26,3-29,9]	21,8 [19,8-23,8]	6,0 [5,1-6,9]	5,1 [4,5-5,6]	5,4 [4,4-6,3]	5,2 [4,1-5,8]

Sources : Enquêtes-emploi 1995-2000, MADIO, Enniv 1994, Enaho 1997-1999, nos propres calculs. Intervalles de confiance à 5 % entre parenthèses

L'examen de l'évolution de l'extrême pauvreté, dont rappelons-le, le seuil correspond au montant permettant de se procurer le seul panier alimentaire de subsistance, conforte le diagnostic précédent. En 1995, 61 % des Tananariviens vivaient dans cette situation de privation extrême. Leur proportion n'a cessé de décroître pour atteindre 39 % en 2000. L'intensité et la sévérité de l'extrême pauvreté ont suivi des trends similaires: elles ont été divisées par deux sur la période (de 30 à 15 % pour P₁ et de 18 à 8 % pour P₂). Au Pérou, aucun changement n'est intervenu entre 1994 et 1999. L'incidence de l'extrême pauvreté y est de l'ordre de 9 %, 3 % pour l'intensité et un peu plus de 1 % pour la sévérité. En fin de période, l'incidence de l'extrême pauvreté était toujours 5 fois plus élevée à Madagascar qu'au Pérou.

La juxtaposition des fonctions de répartition du revenu par tête (exprimées en termes réels) fournit une visualisation graphique des évolutions en cours. Elle permet en particulier de relâcher la contrainte imposée par le choix de ligne de pauvreté, par nature arbitraire. Le graphique 2 illustre clairement la baisse de la pauvreté dans les deux pays. Les courbes se décalent vers la droite d'une année sur l'autre à Madagascar (sauf en 1995 et 1996 où elles se croisent), notamment dans la plage comprise entre les seuils de pauvreté extrême (borne inférieure) et de pauvreté (borne supérieure). Au Pérou, on distingue deux groupes d'années: 1994 où la situation est la moins favorable et 1997-1999 où la position relative des distributions varie suivant la ligne considérée.

Graphique 2 : Fonction de répartition des revenus par tête, 1995-2000



Sources : Enquêtes-emploi 1995-2000, MADIO, Enniv 1994, Enaho 1997-1999, nos propres calculs.

L'analyse en termes de dominance stochastique, basée sur la comparaison des fonctions de répartition ci-dessus, permet d'éprouver la robustesse des conclusions précédentes, indépendamment de la ligne de pauvreté choisie. A Madagascar, elle conforte le diagnostic de régression substantielle de la pauvreté sur toute la période. Au seuil de 5 %, les tests de Kolmogorov-Smirnov montrent que chaque année, la distribution du revenu par tête "domine" celle des années précédentes, à la seule exception des années 1997 et 1998, où il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse d'égalité des distributions. En d'autres termes, l'incidence de la pauvreté baisse systématiquement, de façon statistiquement significative, d'une année sur l'autre, et ce quel que soit le seuil de pauvreté retenu. On retrouve sur l'ensemble de la distribution des revenus le décrochage observé pour l'incidence de la pauvreté en 1997 et 2000. L'amélioration de la situation des ménages touche d'ailleurs l'ensemble des conditions de vie, qu'elles soient appréciées du point de vue monétaire (revenus, consommation) ou non monétaire (confort du logement, accès aux services publics, scolarisation, etc.; Razafindrakoto, Roubaud, 1999). Au Pérou, le constat est plus ambigu. Si la distribution

de 1994 est significativement "dominée" (à 5 %) par celles des années 1997-1999, ce qui signifie que l'incidence de la pauvreté a baissée, le diagnostic sur ces trois années ne permet pas de les différencier entre elles.

Tableau 4 : Evolution de la pauvreté: tests de dominance stochastique du 1er ordre, 1995-2000

Pérou	Madagascar						
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
1994	-	-	-	-	-	-	-
1995	-	-	M	M	M	M	M
1996	-	-	-	M	M	M	M
1997	P	-	-	-	ns	M	M
1998	P	-	-	ns	-	M	M
1999	P	-	-	ns	ns	-	M
2000	-	-	-	-	-	-	-

Sources : Enquêtes-emploi 1995-2000, MADIO, Enniv 1994, Enaho 1997-1999, nos propres calculs. Lecture: les résultats pour le Pérou (P) se trouvent sous la première diagonale. Ceux de Madagascar (M) au dessus. M: la distribution cumulée de l'année t (en colonne) domine celle de l'année t-n (en ligne); et inversement pour P. Tests de Kolmogorov-Smirnov significatif à 5 %.

2.2. Pauvreté, croissance et inégalités

L'évolution de la pauvreté doit être rapprochée de la dynamique de croissance et des inégalités. Globalement, la seconde moitié des années 90 correspond à une phase de croissance dans les deux pays, très forte à Madagascar et plus erratique au Pérou. Le revenu réel par tête des ménages a crû de 50 % dans la capitale malgache et de 25 % dans les zones urbaines péruviennes. Parallèlement, aucune tendance claire ne se dessine sur le front des inégalités. Au Pérou jusqu'en 1998, le coefficient de Gini augmente, mais les variations ne sont pas significatives. Dans l'ensemble, les niveaux sont comparables dans les deux pays, et se situent autour de 0,50. Ce chiffre marque l'empreinte de sociétés très inégalitaires, qui se retrouve d'ailleurs au niveau continental: l'Afrique et l'Amérique latine sont les deux régions du monde où les inégalités sont les plus fortes.

La comparaison des agrégats macro-économiques et des données d'enquêtes montre à quel point les premiers reflètent mal la dynamique réelle au niveau des ménages. Les écarts sont particulièrement flagrants dans le cas de Madagascar. Alors que le PIB/tête a augmenté de 2,3 % entre 1995 et 2000, les Tananariviens ont enregistré une croissance de 50 % de leur pouvoir d'achat. Cette divergence résulte de la combinaison de deux facteurs. D'une part, il est probable que la capitale malgache ait profité plus que toute autre région du retournement favorable de la conjoncture économique (implantation des entreprises franches, hausse de salaires, etc.). Mais d'autre part, cette divergence résulte aussi largement de la piètre qualité des comptes nationaux, dont la fiabilité est plus que douteuse (Razafindrakoto, Roubaud, 1998). Au Pérou en revanche, l'évolution macro-économique est plus cohérente avec les résultats fournis par les enquêtes. De 1994 à 1999, le PIB/tête affiche une croissance de 13,8 %, contre 24,4 % pour le revenu par tête des ménages urbains. Cette fois, on peut raisonnablement supposer que cet écart est imputable à des différences réelles dans les dynamiques urbaines et nationales, au profit des villes, plus qu'à des erreurs de mesures dans les chiffres officiels.

L'évolution de la pauvreté peut être décomposée entre un effet lié à la croissance des revenus et l'autre résultant de la variation des inégalités. Nous chercherons donc à voir ici si les variations de la pauvreté d'une période à une autre sont dues à de purs effets de croissance ou s'ils sont aussi imputables à des changements distributifs, soit, en d'autres termes, dans quelle mesure les pauvres ont bénéficié de la croissance. Pour répondre à cette question, nous suivrons la méthode proposée par Mahmoudi (1998), qui, à la différence des travaux antérieurs de Datt et Ravallion (1992), présente l'avantage de fournir une décomposition exacte des deux effets, sans terme résiduel. Nous nous limiterons à l'analyse de la variation de l'incidence de la pauvreté (Po). La décomposition est donnée par la formule suivante:

$$P_{t+n} - P_t = [P(cdf_2, z) - P(cdf_1, z)] = cdf_1(z\mu_t/\mu_{t+n}) - cdf_1(z) \quad (1)$$

Avec:

cdf est la fonction de densité cumulée

z est la ligne absolue de pauvreté

μ est les revenus per capita moyen

A Madagascar, l'augmentation continue du pouvoir d'achat moyen des ménages a favorisé le recul de l'incidence de la pauvreté. En revanche, l'effet redistributif varie suivant les années. La montée des inégalités en 1997, 1998 et dans une moindre mesure en 2000, est venue contrecarrer la dynamique de croissance. Les tensions inégalitaires sont cependant suffisamment faibles pour ne pas annuler l'effet de la croissance. Au total, sur l'ensemble de la période, les deux facteurs ont contribué conjointement à la réduction de la pauvreté. Mais, sur les -12,2 points de baisse observée, près de 97 % sont attribuables à la croissance des revenus, les 3 % restant revenant au léger recul des inégalités. Donc, compte tenu du niveau relativement élevé des inégalités, il existe une marge de manœuvre importante pour des politiques publiques plus redistributives. Au Pérou, les mouvements sont plus contrastés. De 1994 à 1997, puis de 1997 à 1998, la chute de la pauvreté est associée à une augmentation concomitante des revenus. Mais cette dernière est partiellement contrebalancée par un effet de redistribution négative. En 1999, la baisse du revenu moyen s'est intégralement repercutée sur les pauvres, l'effet distributif étant neutre.

En conclusion, deux résultats intéressants peuvent être tirés. Pour chacune des périodes considérées, la croissance a un effet positif sur la réduction de la pauvreté. En moyenne, l'élasticité apparente de la pauvreté à la croissance est de 0,25 à Madagascar (une augmentation de 4 % du revenu moyen entraîne une réduction de 1 point de pourcentage de l'incidence de pauvreté) et de 0,20 au Pérou. Bien que cette relation soit peu robuste du fait du faible nombre d'observations, elle vient confirmer les nombreuses études qui ont établi un lien fort entre croissance et pauvreté (Chen, Ravallion, 1997 ; Roemer, Gugerty, 1997 ; Dollar, Kray, 2000). Plus, l'élasticité que nous obtenons pour les deux pays est du même ordre que celle estimée économétriquement par Squire (1993) à partir d'un large échantillon de pays (0,24). D'autre part, la croissance a tendance à générer des tensions inégalitaires, les deux effets jouant plutôt en sens inverse. Tout se passe comme s'il existait une "force de rappel redistributive" venant limiter l'impact des baisses de revenus sur la pauvreté. Il est difficile de mettre à jour les mécanismes complexes qui sont à l'œuvre, mais ils relèvent sûrement plus des stratégies individuelles ou des ajustements du marché (comportements d'offre de travail, dynamiques des prix et des salaires, etc.) que des politiques volontairement correctrices de l'Etat, tant ces dernières sont déficientes.

Tableau 5 : Décomposition de l'évolution de la pauvreté: croissance et inégalités, 1995-2000

	Madagascar						Pérou			
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	1994	1997	1998	1999
Croissance	100	100,7	124,9	132,5	135,3	149,9	100	123,4	128,6	124,4
Gini	0,49 [0,47-0,51]	0,47 [0,45-0,49]	0,49 [0,47-0,51]	0,51 [0,49-0,53]	0,50 [0,49-0,52]	0,46 [0,45-0,48]	0,45 [0,43-0,48]	0,48 [0,46-0,50]	0,51 [0,47-0,54]	0,50 [0,47-0,54]
Croissance	-	-0,1 pts	-6,3 pts	-2,1 pts	-1,0 pts	-3,9 pts	-	-10,1 pts	-2,3 pts	+1,7 pts
Inégalité	-	-0,1 pts	+1,2 pts	+1,2 pts	-1,3 pts	+0,2 pts	-	+4,4 pts	+0,7 pts	0,0 pts
Variation	-	-0,2 pts	-5,1 pts	-0,9 pts	-2,3 pts	-3,7 pts	-	-5,7 pts	-1,6 pts	+1,7 pts

Sources : Enquêtes-emploi 1995-2000, MADIO, Eniv 1994, Enaho 1997-1999, nos propres calculs. Intervalles de confiance à 5 % entre parenthèses

3. LA DYNAMIQUE INDIVIDUELLE DE LA PAUVRETE 1997-1999

3.1. Les transitions de pauvreté

A Madagascar, dans un contexte de baisse de plus en plus rapide de la pauvreté, un peu plus de 10 % des individus sortent de la pauvreté chaque année. Mais réciproquement, entre un tiers et plus de 40 % des non pauvres entrent en pauvreté l'année suivante, montrant que le fait de ne pas être identifié comme pauvre à un moment donné ne garantit en rien le maintien dans cette situation favorable sur une plus longue période. Au Pérou, où la conjoncture enregistre une première phase de réduction de la pauvreté, suivi d'une forte dégradation l'année suivante, les transitions vers et en dehors de la pauvreté sont elles aussi intenses. Cette fois, ce sont près de 40 % des pauvres qui échappent à leur condition chaque année, tandis que de 13 % à 20 % effectuent le trajet en sens inverse. Dans les deux cas, les matrices de transitions montrent des structures étonnemment stables dans chaque pays au cours du temps, même si l'augmentation (resp. la baisse) globale de la pauvreté tend à gonfler (resp. réduire) les flux d'entrée (resp. de sortie) en pauvreté et à en limiter la sortie (resp. l'entrée). Au total, 17 % des individus changent de catégories à Madagascar chaque année. Ces « transfuges » représentent même entre un quart et un cinquième des péruviens.

Tableau 6 : Matrices de transition de pauvreté 1997-1999**Madagascar**

	1998		
1997	Pauvre	Non pauvre	Total
Pauvre	88,7	11,3	100 (81,2)
Non pauvre	42,7	57,3	100 (18,8)
Total	80,1	19,9	100

	1999		
1998	Pauvre	Non pauvre	Total
Pauvre	87,6	12,4	100 (80,1)
Non pauvre	33,5	66,5	100 (19,9)
Total	76,9	23,1	100

Pérou

	1998		
1997	Pauvre	Non pauvre	Total
Pauvre	62,4	37,6	100 (29,2)
Non pauvre	13,6	86,4	100 (70,8)
Total	27,9	72,1	100

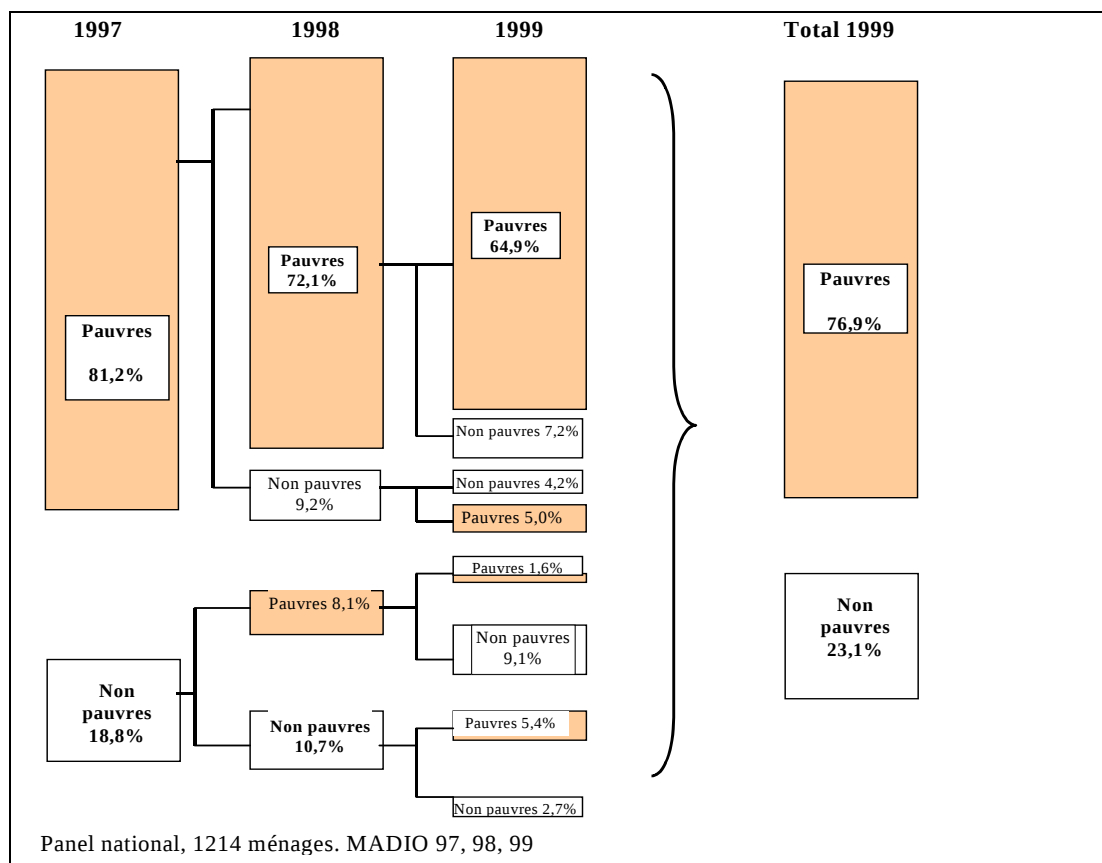
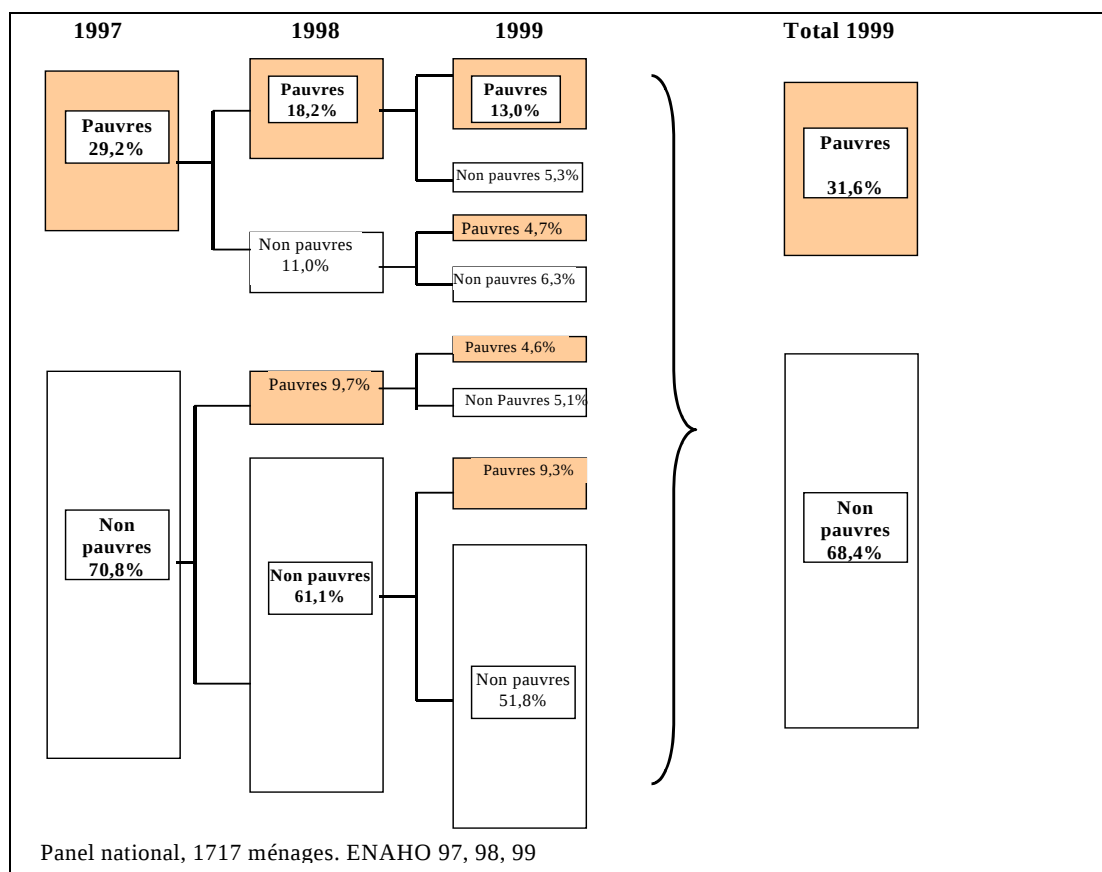
	1999		
1998	Pauvre	Non pauvre	Total
Pauvre	63,0	37,0	100 (27,9)
Non pauvre	19,4	80,6	100 (72,1)
Total	31,6	68,4	100

Sources : Enquêtes-emploi 1995-2000, MADIO, Enaho 1997-1999, nos propres calculs.

Le diagramme ci-dessous reconstitue l'ensemble des flux d'entrées et de sorties de la pauvreté sur les trois années. Il met en lumière trois résultats intéressants. En premier lieu, il donne une idée précise de la complexité des transitions de pauvreté, que ne permettent pas d'appréhender les données en coupes transversales. En second lieu, il confirme que le "*halo de pauvreté*" déborde largement la catégorie des pauvres appréhendée en coupe instantanée. Alors que le taux de pauvreté en 1999 est de 77 %, 91 % des Tananariviens ont connu au moins un épisode de pauvreté au cours des deux années antérieures. Au Pérou, ces proportions sont respectivement de 32 % et 48 %. Cependant, et malgré l'importance de ces changements d'état, il n'en reste pas moins un noyau dur de la pauvreté (pauvreté chronique), que l'on peut estimer sur les trois ans du panel dont nous disposons à 13 % au Pérou et à 65 % à Madagascar. Enfin, il apparaît que le phénomène de pauvreté est un processus à mémoire. Le fait d'être tombé en pauvreté à un moment donné accroît la probabilité d'y rester et inversement. Ainsi en 1999 dans les deux pays, la probabilité de rester pauvre était de 24 points supérieurs suivant que l'on était déjà pauvre ou non en 1997 (resp. 71 % et 47 % au Pérou et 90 % et 66 % à Madagascar). Symétriquement, les individus non pauvres en 1998 ont sensiblement plus de chance de se maintenir hors de la pauvreté l'année suivante, s'ils étaient déjà non pauvres en 1997. L'écart de probabilités était de 28 points au Pérou (resp. 85 % et 57 %) et atteignait même 40 points à Madagascar (85 % et 45 %).

Deux interprétations, non nécessairement concurrentes, peuvent être invoquées pour expliquer ce phénomène. D'une part, être identifié temporairement comme pauvre pourrait jouer un rôle de "signal" permettant de repérer des ménages structurellement fragiles (instabilité familiale ou professionnelle, santé précaire, etc.). D'autre part, la connaissance d'épisodes de pauvreté peut fragiliser les ménages (déscolarisation, maladie, sous-investissement, aversion pour le risque) et les entraîner dans de véritables trappes à pauvreté dont il est difficile de s'extraire. Nous aurons l'occasion de tester ces hypothèses dans la partie suivante.

Graphique 3 : Flux d'entrée et de sortie de pauvreté entre 1997 et 1999



Sources : Panels, Enquêtes-emploi 1997-1999, MADIO, Enaho 1997-1999, nos propres calculs.

La mobilité entre pauvreté et non pauvreté n'est en rien spécifique à nos deux pays. Une publication récente de la Banque mondiale (2000) a compilé une dizaine d'études mobilisant des panels de ménages qui donnent la répartition entre pauvretés chronique et transitoire dans différents pays en développement ou en transition. On peut donc les comparer avec nos résultats. Même si les niveaux de pauvreté ne sont pas comparables dans les différents pays, du fait de choix de lignes de pauvreté non harmonisées, ainsi que d'une couverture géographique variable suivant les pays, dans tous les cas, il apparaît que la pauvreté transitoire constitue une part substantielle de la pauvreté (Tableau 7). A l'exception de Madagascar, et dans une moindre mesure de la Côte d'Ivoire, l'incidence de la pauvreté transitoire est systématiquement plus élevée que la pauvreté chronique, dans un rapport variant de 1 à 1,2 en Ethiopie, jusqu'à 1 à 9 au Pakistan. Le noyau dur de la pauvreté est d'autant plus réduit que le panel considéré est long. La faiblesse relative de la composante transitoire de la pauvreté à Madagascar s'explique par le niveau de pauvreté absolu, très supérieur à celui enregistré dans les autres pays. Quoiqu'il en soit, dans tous les cas considérés, la non prise en compte de ces deux catégories de pauvres risquent de rendre inopérantes les politiques de lutte contre la pauvreté, car elles pourraient nécessiter des instruments différents pour chacune des deux sous-populations.

Tableau 7 : Pauvreté chronique et transitoire dans différents pays

Pays	Période	Pauvres permanents	Pauvres transitoires	Jamais pauvres
Madagascar	1997-99	64,9	26,0	9,1
Pérou	1997-99	13,0	35,2	51,8
Chine	1985-90	6,2	47,8	46,0
Côte d'Ivoire	1987-88	25,0	22,0	53,0
Ethiopie	1994-97	24,8	30,1	45,1
Pakistan	1986-91	3,0	55,3	41,7
Russie	1992-93	12,6	30,2	57,2
Afrique du Sud	1993-98	22,7	31,5	45,8
Zimbabwe	1992/93-95/96	10,6	59,6	29,8

Sources: *Attacking Poverty*, World Bank 2000 (draft), p.21 et nos estimations pour Madagascar et le Pérou.

3.2. L'analyse des profils de pauvreté

La comparaison des profils de pauvreté donne un premier aperçu des caractéristiques différentielles des ménages suivant leur statut face à la pauvreté. A partir du panel cylindré de ménages 1997-1999, nous avons construit trois catégories de ménages: les "*pauvres chroniques*" (pauvres les trois années), les "*pauvres transitoires*" (pauvres une ou deux années) et les "*jamais pauvres*". Les variables ont été classées en trois grands ensembles: celles qui portent sur le chef de ménage, sur la structure du ménage et enfin sur le quartier de résidence. Ces variables sont mesurées l'année de base, c'est-à-dire en 1997. Cette première approche descriptive est accompagnée de tests statistiques, afin d'apprécier la significativité des différences observées dans les distributions.

Le premier constat que l'on peut tirer du tableau 8, est la remarquable similitude des caractéristiques socio-démographiques de l'échantillon dans les deux pays. La taille des ménages est légèrement plus grande à Madagascar (5,8 contre 5,4 au Pérou) et la population un peu plus jeune et moins éduquée. La jeunesse relative des Tananariviens se traduit en termes d'emplois par un taux de dépendance (ratio inactif/actif) légèrement plus élevé à Madagascar. La structure de l'emploi différencie bien les deux pays. Les emplois sont plus qualifiés au Pérou (proportion de cadres), le secteur industriel plus développé, tandis que la capitale malgache est marquée par la prépondérance massive des services et du secteur informel. Paradoxalement, le secteur primaire (activités agricoles péri-urbaines, extraction, pêche) pèse plus lourd dans l'emploi au Pérou. Ceci s'explique sans doute par la présence dans l'échantillon péruvien des villes secondaires, alors que seule la capitale en fait partie à Madagascar. En fait, c'est sur le plan du type de logement et de l'accès aux services publics d'infrastructures que les différences les plus importantes se font jour. Ces indicateurs reflètent clairement les niveaux de développement inégaux des deux pays, en particulier le retard accumulé sur longue période en matière d'investissement public à Madagascar. Alors que plus de neuf ménages urbains sur dix ont accès à l'électricité et les trois quarts jouissent de l'eau courante au Pérou, ces proportions ne sont que de 60 % et 14 % respectivement dans la capitale malgache.

Tableau 8 : Profils de pauvreté suivant le type de pauvreté

	Madagascar				Pérou			
	Pauvre permanent	Pauvre transitoire	Jamais pauvre	Total	Total	Pauvre permanent	Pauvre transitoire	Jamais pauvre
Total	64,9	26,0	9,0	100	100	12,5	32,7	54,8
Chef du ménage								
Age	43,9***	46,7+++	47,6	44,9	47,5	43,5***	47,6+++	48,3
Sexe								
Homme	86,2	83,6*	89,8	85,9	83,6	76,5**	84,6++	84,6
Femme	13,8	16,4	10,2	14,1	16,4	23,5	15,4	15,4
Niveau d'éducation								
Sans niveau/primaire	51,6***	27,4*** +++	10,0	41,5	35,2	48,4***	46,4***	25,5
Secondaire	45,6	52,8**	38,4	46,8	40,8	45,1	43,5	38,3
Universitaire	2,8***	19,9*** +++	51,6	11,7	24,0	6,5***	10,0***	36,3
Expérience	31,7**	31,6*	28,4	31,4	33,3	31,2	34,9** ++	32,8
Statut matrimonial								
Marié	76,2**	73,8**	83,9	76,3	60,0	49,7***	56,4**	64,4
Union libre	7,4***	3,5++	1,4	5,8	19,8	26,2**	27,2***	13,8
Célibataire/veuf/divorcé	16,4	22,6*	14,8	17,9	20,2	24,0	16,4** +	21,8
CSP								
Cadre/patron	11,0***	26,8***	68,0	19,8	30,7	7,1***	19,3*** +++	42,9
Non cadre/ouvrier	45,7***	41,2***	22,1	42,7	32,1	33,9	41,3***	26,0
Indépendant	43,3***	31,3***	9,9	37,5	37,2	59,0***	39,4** +++	31,1
PEA								
Occupé					80,6	77,0	82,6	80,2
Chômeur					4,0	4,6	4,3	3,7
Inactif					15,4	18,4	13,1	16,1
Secteur institutionnel								
Public	17,1***	27,6+++	37,5	21,4	12,1	4,6***	8,7***	16,0
Privé formel	27,2***	35,8*** +++	50,4	31,3	36,1	22,7***	26,2***	45,2
Informel	55,7***	36,6*** +++	12,1	47,3	51,8	72,7***	65,1***	38,8
Branche d'activité								
Primaire	8,5	3,7++	3,5	6,9	11,9	24,5***	15,9*** ++	6,6
Secondaire	34,7**	33,6*	24,1	33,5	51,2	49,9	57,3**	47,9
Services	56,9***	62,6*	72,5	59,6	36,9	25,6***	26,8***	45,6
Emploi secondaire								
Oui	17,3	12,0++	13,2	15,6	13,3	14,4**	11,3	14,3
Non	82,7	88,0	86,6	84,4	86,7	85,6	88,7	85,7
Ménage								
Taille	6,3***	5,0* +++	4,5	5,8	5,4	6,6***	6,1***	4,8
Composition démo.								
Nombre de membres								
# membres 0-9 ans	1,89***	1,08*** +++	0,70	1,57	1,2	2,1***	1,4*** +++	0,9
# membres 10-15 ans	1,11***	0,57 +++	0,49	0,91	0,8	1,2***	1,0*** +	0,5
# membres 16-60 ans	3,11	3,13	3,11	3,11	3,1	3,1	3,3**	3,0
# membres plus de 60 ans	0,17	0,27++	0,20	0,20	0,3	0,2	0,3	0,4
Structure %								
% membres 0-9 ans	29,6***	19,1** +++	14,3	25,5	20,5	31,6***	22,2*** +++	16,9
% membres 10-15 ans	15,9***	9,6+++	8,5	13,6	13,1	18,0***	15,9***	10,4
% membres 16-60 ans	50,1***	64,1** +++	70,0	55,5	58,5	46,1***	55,0*** +++	63,5
% membres plus de 60 ans	4,4*	7,1++	7,2	5,3	7,9	4,4***	6,8* +	9,3
ménage nucléaire								
Oui	69,7	64,1	73,0	68,6	62,4	64,7	57,4*	64,8
Non	30,3	35,9	27,0	31,4	37,6	35,3	42,6	35,2
% percepteurs de revenu	37,2***	42,4*** +++	53,4	40,0	47,9	32,4***	44,2*** +++	53,7
% des actifs occupés	41,4***	45,4*** ++	55,9	43,8	46,4	34,5***	44,3*** +++	50,4
Taux de capital humain	0,36***	0,50*** +++	0,63	0,42	0,49	0,39***	0,45*** +++	0,54
Secteur institutionnel								
Emploi public/PET	5,6***	10,8*** +++	23,8	8,6	6,9	2,1***	5,3*** +++	9,0
Emploi formel/PET	21,6***	25,5*** +	35,6	23,8	22,7	15,0***	17,3***	27,7
Emploi informel/PET	43,5***	26,6*** +++	12,7	36,3	34,6	44,8***	42,6***	27,5
Chômeurs, inactifs/PET	29,4	37,2*** +++	27,9	31,3	35,8	38,1	34,8+++	35,8
Logement								
Statut d'occupation								
propriétaire avec titre	36,8**	45,1++	48,2	40,0	72,7	71,5	67,6**	76,0
propriétaire sans titre	14,7**	9,8++	8,1	12,8	6,2	6,3	11,2*** +	3,2
Locataire, autres	48,5	45,1	43,7	47,2	21,1	22,1	21,1	20,8
Eau courante	3,5***	23,9*** +++	65,9	14,5	75,1	59,5***	64,2***	85,2
Electricité	46,5***	81,0*** +++	96,7	60,0	92,7	80,0***	88,6*** +	98,0
Murs en dur					61,6	36,9***	48,8*** +	74,9
WC à l'intérieur	1,5***	16,3*** +++	50,0	9,8	67,2	37,2***	54,0*** +++	81,8
Nombre d'actifs	1,2***	2,4*** +++	4,9	1,8	3,8	1,7***	2,6*** +++	5,0
Quartier								
Revenu moyen	77,3***	95,9*** +++	113,7	85,5	405,6	194,9***	280,0*** +++	528,7
Ménages avec eau	10,3***	20,9*** +++	33,4	15,1	74,6	63,6***	64,8***	82,9
Ménages avec électricité	55,6***	70,7*** +++	78,9	61,7	92,2	81,4***	89,6*** ++	96,3
Taux d'informalité	53,3***	44,8*** +++	38,6	49,8	50,9	64,9	58,7	43,1

Sources : Panels cylindrés, Enquêtes-emploi 1997-1999, MADIO, Enaho 1997-1999, nos propres calculs.

Si maintenant on s'attache aux variables associées aux différentes formes de pauvreté, on peut distinguer celles qui jouent de façon similaire dans les deux pays, et celles qui relèvent de spécificités nationales. Dans les deux pays, la taille du ménage, le poids des enfants en bas âge, l'âge du chef, la faiblesse de son niveau d'éducation et plus largement du stock de capital humain de l'ensemble des membres du ménage, sont autant de facteurs qui sont associés à une plus forte incidence de la pauvreté, et plus particulièrement de la pauvreté chronique. Le type de logements et l'accès aux infrastructures de base (eau, électricité) discriminent aussi très bien les trois catégories de ménages. Le taux de dépendance économique, la part de l'emploi public et le taux d'équipement des ménages sont significativement liés (positivement dans le premier cas et négativement pour les autres) au statut face la pauvreté. Plus original, les formes de pauvreté se différencient en fonction du quartier d'habitation. Les pauvres tendent à vivre dans des quartiers défavorisés : à la fois en termes de caractéristiques individuelles (le revenu moyen des habitants y est plus faible, le taux d'informalité plus élevé) et en termes d'équipements publics (accès à l'eau, à l'électricité, etc.). Dans les deux villes, le phénomène de la pauvreté comporte donc une forte composante spatiale. Pour aller plus loin, il convient d'identifier le sens de la causalité: est-ce que les pauvres ont été conduit à se regrouper dans des quartiers "pauvres" ou bien est-ce que le fait d'habiter dans un quartier "pauvre" renforce ou conduit à la pauvreté. Cette question sera abordée dans la section suivante. Voilà pour les facteurs communs.

Penchons nous maintenant sur les différences. Au Pérou, les hommes semblent relativement avantagés, tandis que le sexe du chef de ménage ne joue pas à Madagascar, société plus égalitaire du point de vue du genre. Mais le résultat le plus intéressant est le rôle de l'emploi privé sur la pauvreté. De façon classique, dans les deux pays, plus les membres du ménage sont insérés dans le secteur informel et plus ils sont pauvres (et inversement pour le secteur privé formel). Mais alors qu'à Madagascar, ces deux variables permettent aussi de distinguer clairement les deux formes de pauvreté, ce n'est pas le cas au Pérou où l'on n'enregistre aucune différence significative entre les pauvres transitoires et permanents. Ce résultat pourrait être le reflet de l'intense mouvement de précarisation de l'emploi salarié dans le secteur formel au cours des deux dernières décennies, qui a conduit à une paupérisation massive de ménages qui faisaient autrefois partie de la classe moyenne. Enfin et paradoxalement, les caractéristiques du quartier d'habitation apparaissent plus discriminantes à Madagascar qu'au Pérou, au moins pour différencier pauvreté chronique et transitoire, alors que la polarisation spatiale (en termes de revenus des habitants) y est plus faible. Ce phénomène ne s'explique pas a priori par une plus faible mixité sociale dans la capitale malgache, mais plutôt par l'indigence de politiques d'infrastructures urbaines plus polarisées à Madagascar.

4. Les déterminants des transitions de pauvreté

4.1. Revue de la littérature sur la question dans les PED

Comme le soulignent Baulch et Hoddinott (2000:2), il existe très peu d'études sur la dynamique individuelle de la pauvreté dans les PED, même si ce champ de recherche a commencé à se développer récemment (tableau 9). La majorité des travaux sur les aspects inter-temporels de la pauvreté se place dans une optique de statique comparative. Or, Chaudhuri et Ravallion (1994) ont montré que les indicateurs statiques de pauvreté ne permettent que de manière très imparfaite de distinguer les pauvres chroniques des pauvres transitoires. Comme nous l'avons mentionné en introduction, la cause principale de cette lacune provient de l'absence d'enquêtes longitudinales auprès des ménages dans la plupart des PED.

Le tableau 9 recense les différentes études existantes sur la dynamique de la pauvreté pour ces pays. La moitié d'entre elles porte sur quelques centaines de ménages, et environ 40 % ne comptent que deux points de temps. Cette restriction des données disponibles affaiblit la robustesse des résultats (faible représentativité des échantillons, difficulté d'identification des formes de pauvreté, chronique et transitoire, et de traitement des chocs subis par ces ménages).

Ces études diffèrent entre elles non seulement quant à l'ampleur de la période analysée (et le nombre de vagues) mais aussi par leur couverture géographique. Elles présentent par ailleurs une grande diversité d'options méthodologiques et de thèmes abordés. Un point important porte sur la manière de définir pauvreté chronique et transitoire, où deux types d'approches coexistent. Pour la première, la plus usitée et que nous avons adoptée, c'est le fait de passer la ligne de pauvreté, dans un sens ou dans l'autre, qui permet de définir les états de pauvreté. Pour la seconde, au lieu de distinguer les individus ou les ménages en situation de

pauvreté chronique et transitoire, on cherche à isoler une composante chronique et une composante transitoire des revenus⁴. Cette approche a été initiée par Jalan et Ravallion (1998, 2000) dans leur étude sur les ménages ruraux du Sud de la Chine, puis suivie par exemple par McCulloch et Baulch (1998, 1999) au Pakistan. Ces deux manières de définir la pauvreté, chronique et transitoire, comme le signale Yaqub, ne sont pas équivalentes. Ainsi, dans le cas de l'Inde étudié par Gaiha et Deolalikar (1993), parmi les ménages dont le revenu permanent se situait en dessous de la ligne de la pauvreté, seulement un tiers avait des revenus courants situés en deçà de cette ligne pour chacune des 9 périodes couvertes par l'enquête (Yaqub, 2000:4). Au bout du compte, l'extrême hétérogénéité des données et des méthodes rend difficile la comparaison des résultats, la mise en évidence de régularités et partant de politiques à proposer, différenciées selon la nature chronique ou transitoire de la pauvreté.

Tableau 9 : Etudes en panel sur la dynamique de la pauvreté et des revenus

Source	Pays	Nbre de vagues	Période étudiée	Indicateur de bien-être	Taille du panel	Thématique
Reardon, Taylor (1996)	Burkina Faso	2	1983 /84- 1984/85	revenus	150 ménages	Impact de chocs climatiques sur la dynamique de la pauvreté
Carter (1999a)	Afrique du Sud	2	1993-98	dépenses	1.183 ménages	Dynamique de la pauvreté, mobilité économique, rôle des actifs
Carter (1999b)	Afrique du Sud	2	1993-98	dépenses	1.183 ménages	Dynamique de la pauvreté
Maluccio, Haddad, May (1999)	Afrique du Sud	2	1993-98	dépenses	1.400 ménages	Dynamique sociale de la pauvreté
Dearcon, Krishnan (2000)	Ethiopie	3	1994-95	dépenses	1.450 ménages	Dynamique de la pauvreté et nutrition
Gaiha (1989)	Inde	3	1968/69- 1970/71	revenus	4.118 ménages	Caractéristiques des pauvres chroniques
Gaiha (1988)	Inde	3	1968/69- 1970/71	revenus	4.118 ménages	Transitions de pauvreté et mobilité économique
Gaiha, Deolalikar (1993)	Inde	9	1975/76- 1983/84	revenus	170 ménages	Pauvreté chronique selon différentes approches
Chaudhri, Ravallion (1994)	Inde	8	1975/76- 1982/83	revenus, dépenses	170 ménages	Aspects méthodologiques du ciblage des politiques sur les pauvres chroniques
Lanjouw, Stern (1991)	Inde	4	1957/58- 1983/84	revenus	143 ménages	Transitions de pauvreté
Walker, Ryan (1990)	Inde	10	1975/76- 1984-85	dépenses	240 ménages	Dynamique socio-économique
Grootaert, Kanbur (1995)	Côte d'Ivoire	2	1985-86	dépenses	700 ménages	Transitions de pauvreté
Grootaert, Kanbur, Oh (1997)	Côte d'Ivoire	2	1987-88	dépenses	700 ménages	Déterminants des variations des dépenses per capita
Herrera (1999)	Pérou	4	1985, 1990, 1994, 1996	dépenses	460 ménages	Déterminants des transitions de pauvreté, mobilité économique
Herrera (2000a)	Pérou	3	1997- 1999	dépenses	3.100 ménages	Déterminants des transitions de pauvreté
Cumpa, Webb (1999)	Pérou	3	1991, 1994, 1996	dépenses	676 ménages	Transitions de pauvreté
Glewwe, Hall (1995)	Pérou	2	1985/86- 1990	dépenses	699 ménages	Déterminants des variations des dépenses per capita
Jalan, Ravallion (1998)	Chine	6	1985-90	dépenses	38.000 individus	Pauvreté transitoire et chronique et ciblage des pauvres
Jalan, Ravallion (2000)	Chine	6	1985-90	dépenses	38.000 individus	Déterminants de la pauvreté transitoire et chronique
McCulloch, Calandrino (2002)	Chine	5	1991-95	revenus	3.311 ménages	Dynamique de la pauvreté, vulnérabilité
McCulloch, Baulch (1998)	Pakistan		1986/87- 1990/91	revenus	686 ménages	Transitions de pauvreté
McCulloch, Baulch (1999)	Pakistan	5	1986/87- 1990/91	revenus	686 ménages	Déterminants de la pauvreté transitoire et chronique
Mroz, Popkin (1995)	Russie	4	1992-94	revenus	6.300 logements	Transitions de pauvreté et d'emploi
Scott, Litchfield (1994)	Chili	2	1967/69- 1985/86	revenus	146 ménages	Déterminants de la mobilité économique et l'inégalité
Scott (2000)	Chili	2	1967/69- 1985/86	revenus	146 ménages	Transitions de pauvreté
Glewwe, Gagnolati, Zaman (2000)	Vietnam	2	1992-93, 1997-98	dépenses	4.281 ménages	Déterminants de la pauvreté transitoire et chronique
Freire, S. (2000)	Venezuela	2	1997-98	revenus	7.744 ménages	Mobilité économique et transitions de pauvreté

Sources : élaboration propre, Yaqub (2000a), Baulch, Hoddinott (2000 :7).

⁴ La pauvreté chronique est définie comme l'écart entre la ligne de pauvreté et le revenu moyen sur l'ensemble de la période observée tandis que la pauvreté transitoire est le résidu entre la pauvreté totale et la pauvreté chronique.

L'approche proposée ici est, à notre connaissance, la première étude comparative sur les déterminants des transitions de pauvreté dans deux pays en développement. Pour assurer la comparabilité des résultats, les données ont été traitées de manière rigoureusement identique: construction de l'indicateur de bien-être, définition de la ligne de pauvreté, types de ménages, nombre égal de vagues du panel, période étudiée, modèle et méthode d'estimation et enfin variables explicatives. Sur ce dernier point, notre étude se distingue des autres par le fait d'avoir considéré, outre les habituelles caractéristiques socio-économiques individuelles de chefs du ménage et des ménages auxquels ils appartiennent, les chocs non contemporains subis par ces ménages (chocs du marché de travail, chocs démographiques)⁵. Finalement, elle se différencie de celles présentées plus haut par la prise en compte de variables liées à la localisation spatiale des ménages.

4.2. Le modèle économétrique

Dans la section précédente portant sur le profil des transitions de pauvreté, on a examiné les risques inconditionnels que les ménages ayant différentes caractéristiques ont de se trouver dans l'un des états de transitions de pauvreté. Ceci a permis d'identifier les variables potentiellement pertinentes pour les politiques de lutte contre la pauvreté chronique et transitoire. Une approche plus analytique requiert que l'on isole l'effet spécifique de chaque variable maintenant constant l'impact des autres variables. C'est à la modélisation des facteurs associés aux entrées et aux sorties de pauvreté ainsi qu'aux conditions de « pauvres chroniques » et de « jamais pauvres » que cette section est consacrée.

On a choisi de modéliser les transitions de pauvreté et non la dynamique des revenus⁶. L'attention est donc portée sur les variations discrètes des revenus de part et d'autre de la ligne de pauvreté. La variable dépendante correspond aux 4 états de transition de pauvreté (*pauvreté chronique*⁷, *sortie de pauvreté*, *entrée en pauvreté* et *non pauvreté*) observés entre 1998 et 1999. Le modèle estimé est de type logit multinomial, de sorte qu'une même variable peut avoir un impact différencié selon le type de transition de pauvreté :

$$P_{ij} (y_i = 1 \mid x_i) = 1 / \sum_{j=2}^4 e^{\beta(j)x_i}$$

$$P_{ij} (y_i = m \mid x_i) = e^{\beta(j)x_i} / \sum_{j=2}^4 1 + e^{\beta(j)x_i} \quad \text{pour } 4 > m > 1$$

Où P_{ij} est la probabilité que le ménage i se trouve dans l'état de transition de pauvreté j

Quatre groupes de variables ont été retenus : trois d'entre eux portent sur des caractéristiques structurelles concernant le chef de ménage, le ménage et le quartier, tandis que le dernier correspond à des variables de chocs enregistrés par les ménages, eux-mêmes subdivisés en deux sous-ensembles: les chocs démographiques et les chocs économiques. Pour éviter les problèmes de simultanéité et d'endogénéité mentionnés ci-dessus, les variables structurelles sont celles du début de période (1998) et les chocs portent sur la période antérieure (1997-1998), tirant avantage des trois points d'observation temporelle dont nous disposons. Les variables ont été introduites bloc par bloc, ce qui permet d'évaluer les robustesses des résultats. Le choix de ce type de modélisation appelle un certain nombre de commentaires.

En premier lieu, le choix de 4 états, en particulier la distinction au sein de la pauvreté transitoire entre entrée et sortie se justifie pour deux types de raisons liées entre elles. Du point de vue économique, les facteurs susceptibles de faire basculer un ménage dans la pauvreté ne sont pas nécessairement les mêmes (en sens inverse) que 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. Dans un tel cas de figure, les politiques à mettre en œuvre ne seraient pas les mêmes. Cette hypothèse est confirmée du point de vue statistique, puisque les tests de Wald ont rejeté dans les deux pays l'hypothèse selon laquelle les différents états de transition de pauvreté pouvaient être agrégés; les variables retenues différencient donc bien les 4 états de pauvreté analysés.

⁵ Evitant ainsi le problème du biais de simultanéité présent dans certaines études où le panel compte uniquement deux périodes (voir Glewwe et al. 2000 sur ce point).

⁶ C'est l'approche adoptée par Glewwe et Hall (1995) et par Grootaert y Kanbur (1995).

⁷ Le terme de pauvreté chronique a été préféré à celui de pauvreté chronique du fait de la courte période d'observation dont nous disposons (2 années).

En second lieu, les statuts de transition étant entièrement déterminés par la position relative des revenus par rapport à la ligne de pauvreté, un modèle de détermination des revenus en panel aurait pu être considéré comme plus pertinent, dans la perspective d'une stratégie d'estimation qui maximise l'information disponible (notamment sur le montant des revenus). Deux raisons nous ont conduit à écarter cette solution, dans un premier temps ; sachant que nous nous proposons d'explorer cette piste ultérieurement. D'abord, notre objectif étant de comparer nos résultats à ceux obtenus dans les études mentionnées précédemment, il convenait d'adopter un type de modélisation similaire. Ensuite, revenu et pauvreté sont d'autant moins équivalents que nous avons choisi un seuil de pauvreté absolue dont la définition est proche du seuil physiologique. On peut donc penser que le franchissement de la ligne de pauvreté a un sens économique et des conséquences spécifiques pour les ménages concernés, ce qui ne serait pas le cas si nous avions retenu un seuil relatif, plus arbitraire ; l'effet des variables explicatives sur les revenus n'étant pas nécessairement linéaire et pouvant jouer différemment en deçà et au-delà de la ligne de pauvreté. Enfin, l'agrégation des revenus en deux classes (*pauvre / non pauvre*) permet de limiter l'impact des biais causés par les erreurs de mesure sur les revenus, dont on sait qu'elles sont loin d'être négligeables. En contrepartie, il convient de s'assurer que les changements de statut de pauvreté ne sont pas le résultat de faibles variations du revenu d'une période à l'autre, elles-mêmes imputables à des erreurs de mesure. Dans l'ensemble, cette hypothèse peut être écartée dans les deux pays. Les variations de revenus enregistrées par les ménages qui entrent ou qui sortent de pauvreté sont suffisamment importantes, tout en restant d'une amplitude « raisonnable » même à court terme, c'est-à-dire tout à fait compatibles avec les chocs exogènes (macro-économiques et climatiques) que subissent les ménages des PED en l'absence de protection sociale institutionnelle (voir annexe). Ainsi à Madagascar près de 85 % de ceux qui sont entrés en pauvreté entre 1998 et 1999 (resp. qui sont sortis) ont subi une chute de plus de 30 % de leurs revenus (resp. une hausse de plus de 30 %) ⁸.

Enfin, la question des chocs mérite quelques développements. L'hypothèse sous-jacente des travaux mentionnés ci-dessus et que nous cherchons à tester est que la faible dotation en actifs physiques et en capital humain est principalement associée à la *pauvreté chronique* tandis que la *pauvreté transitoire* est davantage liée aux chocs subis par les ménages, entraînant une plus forte variabilité des revenus. Ces chocs peuvent être de différentes natures. Jenkins (1998), suivant le travail de Bane et Ellwood (1986), a proposé une hiérarchie d'événements liés aux transitions de pauvreté. Il suggère d'examiner d'abord s'il y a eu ou pas de changement du chef de ménage. Si tel est le cas, il convient de préciser quelle sorte de changements démographiques est associée à la transition de pauvreté examinée. Parmi les événements démographiques on peut citer l'arrivée de nouveaux membres soit par naissance, mariage, arrivée d'autres parents et non apparentés ou bien la diminution de la taille du ménage due au décès d'un membre, à la rupture du couple, des enfants ou d'autres membres qui quittent le foyer. Quant aux ménages qui conservent le même chef, Jenkins propose de comparer l'évolution des besoins par rapport à l'évolution des revenus monétaires en précisant quelle a été la source qui y a le plus contribué. Parmi les événements liés à l'évolution des revenus on peut citer les variations des revenus du chef de ménage, ceux du conjoint, celles liées aux revenus du travail ou à d'autres types des revenus (transferts, revenus du capital, etc.).

⁸ Voir McCulloch et Baulch 2000 pour un argument du même ordre. Un résultat similaire a été trouvé dans le cas de la France par Maurin et Chambaz (1996 :140) ce qui les conduisit à poser l'hypothèse que les transitions étaient le reflet de discontinuités dans la vie professionnelle et/ou familiale des ménages, c'est à dire dans la « façon même dont se forment les revenus ».

Puisque l'indicateur de bien-être est le revenu familial par tête, les transitions dépendent donc directement des variations du revenu des membres du ménage et de la composition démographique du ménage. Les variations du revenu peuvent survenir à la suite d'événements liés à la formation des revenus (la dotation en actifs du ménage -actifs physiques, capital humain et capital social- et le rendement des actifs) ou à des changements dans la composition des ménages (qui affectent tant le numérateur que le dénominateur), ou les deux à la fois. Les événements ou chocs peuvent affecter de manière individuelle le ménage (choc idiosyncrasique) ou un ensemble des ménages (Jenkins, 1999 :4-5 ; Baulch et Hoddinott, 2000 :11)⁹. Il faut souligner que, ne disposant que d'une période d'observation limitée, il n'est pas possible de prendre en compte les chocs de type macro-économique (croissance, inflation, etc.) ou affectant l'environnement du marché du travail (libéralisation, salaire minimum, etc.).

Le traitement économétrique des chocs pose un redoutable problème d'arbitrage. Pour échapper au biais de simultanéité, il est nécessaire d'écarter les chocs contemporains et de ne retenir que les chocs passés. Mais en contrepartie, on perd toute l'information concernant les chocs contemporains qui pourtant est connue. Or, il est clair par exemple qu'un choc adverse (départ d'un conjoint, perte d'emploi, etc.) entre $t-1$ et t aura plus d'influence sur le revenu en t , que si le choc était intervenu entre $t-2$ et $t-1$ (ce qui correspond à notre modélisation). Mais comme nous nous intéressons aux transitions de pauvreté survenues entre $t-1$ et t la nature des données ne permet pas de connaître l'ordre dans lequel les événements sont intervenus, donc de s'assurer que le choc a bien eu lieu avant la transition et non l'inverse. Nous présentons tout de même le modèle avec chocs contemporains, en gardant à l'esprit la limitation qu'une telle modélisation impose, l'exogénéité de ce type de variables indépendantes n'étant pas garantie.

Encadré 1

Lecture des résultats

La lecture et l'interprétation des résultats d'un modèle logit multinomial est rendue ardue du fait du nombre d'états (variable dépendante ; ici 4 modalités) et de variables explicatives considérés, qui se double ici de la comparaison entre les deux pays. Ainsi par exemple, la probabilité que $y=2$ (*entrée en pauvreté*) relative au cas de référence ($y=4$, *pauvreté chronique*) (*relative risk ratio*) pour une variation unitaire de X_i est donné par :

$$\frac{P_{ij}(y_i = 2 | x_i)}{P_{ij}(y_i = 4 | x_i)} = e^{\beta_i(2)}$$

Cependant, une variable peut être significative pour expliquer la probabilité relative d'une modalité par rapport à l'état de référence choisi (par exemple la *pauvreté chronique*) et cependant ne pas l'être par rapport à un autre état. Afin de faciliter la lecture des résultats, un certain nombre d'options ont été retenues :

- bien que les régressions aient été estimées à partir d'un modèle multinomial à 4 états, les commentaires comparent des couples d'états dont le contraste paraît le plus « naturel ». D'abord, la *pauvreté chronique* est mise en regard de la *non pauvreté*, ces deux états correspondant aux deux situations extrêmes. Ensuite, pour l'analyse des transitions, l'état de référence choisi est celui qui partage le même point de départ : *sortie de pauvreté* versus *pauvreté chronique* et *entrée en pauvreté* versus *non pauvreté*. Pour ce faire, les estimations ont été menées en changeant l'état de référence servant à la comparaison.
- les coefficients sont présentés en termes d'« odds ratios » (risques relatifs ou rapport de chance), lesquels correspondent simplement l'exponentiel du coefficient de la régression (e^b). Un coefficient supérieur à 1 indique que la variable concernée augmente la probabilité de, par exemple, sortir de pauvreté par rapport à rester en pauvreté chronique. Inversement, un coefficient inférieur à 1 indique que la variable examinée a un impact négatif sur la probabilité relative d'une transition par rapport au cas de base. L'odds ratio ont l'avantage, à la différence des effets marginaux, de ne pas dépendre des valeurs des autres variables en plus de celle de la variable concernée.
- nous utiliserons de manière complémentaire la méthode graphique développée par Long et Freese (2001). Ces graphiques sont présentés en annexe et correspondent à l'estimation du modèle qui considère l'ensemble des variables (régression 1). Cette méthode permet de « lire » les effets de chaque variable explicative sur les différentes modalités de la variable dépendante (les différentes transitions de pauvreté). Les odds ratios de chacun des quatre états des transitions de pauvreté, à savoir les pauvres permanents (P), les jamais pauvre (J), ceux qui entrent dans la pauvreté (E) et ceux qui sortent de pauvreté (S) peuvent être lus par la distance qui sépare deux points représentant les transitions de pauvreté. Si ces deux points sont unis par un trait, alors l'odds ratio n'est pas statistiquement significatif de sorte que la variable concernée ne permet pas de différencier les deux états.

⁹ Bane et Ellwood (1986) dans leur étude sur les ménages américains ont souligné l'importance d'événements ou chocs démographiques dans les transitions de pauvreté. Ainsi, ils constatent que moins de 60 % des entrées en pauvreté sont déclenchées par une baisse des revenus du chef de ménage alors que 60 % des sorties de pauvreté sont consécutives à l'accroissement des revenus du chef de ménage. Les auteurs cités recommandent alors de focaliser les recherches sur les décisions de formation des ménages et le comportement des membres secondaires du ménage (Bane et Ellwood, 1986 :1). En revanche, dans le cas du Royaume Uni, Jenkins trouve que le comportement des membres secondaires du ménage prime sur les changements démographiques dans les explications de transitions de pauvreté : 82 % des sorties de pauvreté étaient associées à des événements favorables concernant les revenus et seulement 18 % à des changements démographiques. L'importance des changements démographiques est supérieure dans le cas des entrées en pauvreté (38 % des cas ; Jenkins, 1998 :12-13). Dans le cas de Madagascar et du Pérou où le taux de participation du conjoint est plus faible que dans les pays développés aurait tendance à accentuer l'effet démographique alors que la plus forte fréquence de ménages élargis tendrait plutôt à contrer cet effet.

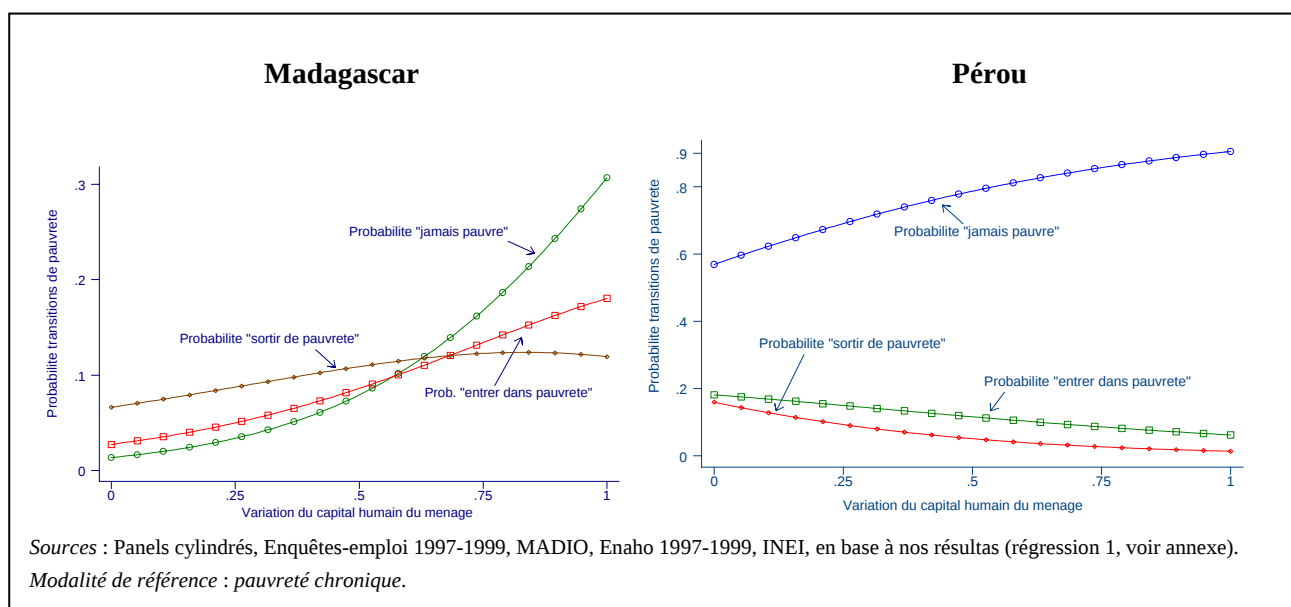
4.3. Résultats des estimations

Pour commenter les résultats de nos modèles des transitions de pauvreté nous adopterons le plan suivant. Nous commencerons par comparer les deux états extrêmes, la *pauvreté chronique* et la situation de *non pauvreté*. Nous nous focaliserons ensuite sur les facteurs associés plus particulièrement aux *sorties* et aux *entrées en pauvreté*. C'est évidemment ce second aspect qui est le plus original. En effet, les facteurs associés aux *sorties de pauvreté* de même que ceux liés aux *entrées en pauvreté* ont été très peu étudiés dans les pays en développement. Il s'agira donc d'apprécier si les formes transitoires de la pauvreté, qui nous l'avons vu correspondent bien à deux populations aux caractéristiques propres, répondent à des causes distinctes et partant devraient être redevables de politiques différenciées. Dans chacun des cas, les déterminants communs aux deux pays sont analysés en premier lieu, tandis que les différences sont abordées ensuite.

4.3.1. Pauvreté chronique versus non pauvreté

Les facteurs de risque de la *pauvreté chronique* par rapport à la *non pauvreté* sont tout à fait classiques et recouvrent en grande partie les variables traditionnelles des équations de pauvreté statique. Ils sont aussi largement communs aux deux pays. Une grande taille du ménage et une plus forte proportion d'enfants en bas âge accroissent la probabilité de la *pauvreté chronique*. Cependant, ce résultat doit être interprété avec circonspection du fait qu'aucune correction n'a été effectuée afin de tenir compte des échelles d'équivalence ni les économies d'échelle. La dotation en capital humain (investissement scolaire) et physique (éléments du patrimoine) du ménage jouent également en faveur de la protection contre la *pauvreté chronique*. L'effet positif de l'éducation, déjà très marqué, est sept fois plus fort à Madagascar qu'au Pérou. De plus, leurs profils sont différents. Le graphique 4 montre comment varie la probabilité relative de n'être « jamais pauvre » par rapport à la situation de *pauvreté chronique*, en fonction de la dotation en capital humain du ménage¹⁰, maintenant constantes les autres variables à leur valeur moyenne. A Madagascar, le "rendement" de l'éducation sur la probabilité de *non pauvreté* est fortement croissant, alors qu'il est légèrement décroissant et beaucoup moins "pentu" au Pérou (l'effet potentiel reste confiné dans un rang de variation beaucoup plus étroit, d'environ 0,6 à 0,85).

Graphique 4 : Variation des probabilités des transitions de pauvreté en fonction du niveau du capital humain du ménage



Une insertion de qualité dans le marché du travail, particulièrement comme salarié du public, cadre ou en dehors du secteur primaire limite les risques de *pauvreté chronique*. Donc, malgré la forte précarisation du salariat et la chute des salaires des fonctionnaires, ces emplois occupent encore le haut de la hiérarchie

¹⁰ L'indicateur de capital humain du ménage est la moyenne pour l'ensemble des individus du ratio : nombre d'années d'études réussies sur nombre d'années d'études théorique possible, qui dépend bien sûr de l'âge. Cet indicateur varie entre 0 et 1 (voir annexe).

professionnelle. Dans aucun des deux pays, le recours à un emploi secondaire ne permet pas d'échapper à la pauvreté. Enfin, tant au Pérou qu'à Madagascar, le non-accès aux infrastructures publiques, comme l'électricité, est un « marqueur » significatif du statut de *pauvreté chronique*. La forte expansion géographique aux périphéries des grandes villes, dans ce qui est convenu d'appeler « *asentamientos humanos* » dans des logements précaires explique pourquoi au Pérou (mais pas à Antananarivo) l'absence de toilettes à l'intérieur de la maison est aussi associée à la *pauvreté chronique*.

Plus original, le niveau de richesse du quartier de résidence (revenu moyen du quartier) joue sur la probabilité d'échapper à la pauvreté, toutes choses égales d'ailleurs. Une bonne localisation géographique est donc susceptible de créer des externalités positives : à caractéristiques observables identiques, les ménages vivant dans des quartiers plus aisés bénéficient d'un environnement favorable (accès aux services publics collectifs, capital social, demande supérieure pour les informels notamment, etc.) pour saisir plus facilement les opportunités de marché, ce qui leur permet de générer des revenus supérieurs. Aucune des variables de choc n'est significative, conformément au modèle structurel présenté plus haut.

En revanche certaines variables n'affectent pas de la même façon les deux pays. Ainsi, le sexe du chef du ménage n'a aucune influence spécifique sur le statut de pauvreté au Pérou, alors que les ménages dirigés par une femme sont plutôt défavorisés à Madagascar, en dépit d'une situation scolaire plus équitable dans ce pays. Les ménages dont le chef est un homme ont presque trois fois plus de chances que ceux qui ont une femme à leur tête d'être non-pauvres. Au Pérou, où les femmes chef de ménage appartiennent souvent à des organisations du quartier (« *comedores populares* »), le résultat inverse est observé, sans qu'il soit significatif du point de vue statistique. Comme la composition démographique des ménages ainsi que le capital humain et le type d'insertion professionnelle sont contrôlés, on peut penser que les femmes malgaches pâtissent de discriminations de revenus plus importantes que leurs consœurs péruviennes. Dans le même ordre d'idée, les ménages dont le chef vit en union libre sont stigmatisés et plus mal lotis à Madagascar mais pas au Pérou. Il faut sans doute y voir le poids d'un rigorisme religieux plus prégnant dans le premier pays.

Autre résultat contrasté et *a priori* contre-intuitif, la proportion d'informels dans le quartier de résidence fait sensiblement baisser le risque de *pauvreté chronique* dans la capitale malgache. A l'inverse, au Pérou cette variable a l'impact négatif attendu, quoi que non significatif. Ce résultat pourrait être le signe d'une plus grande intégration des informels à Madagascar, la densité de l'informalité dans le quartier étant liée à l'importance des réseaux de solidarité et du capital social. En effet, à Madagascar une plus grande proportion d'informels travaille à domicile, utilise la main-d'œuvre familiale et réalise ses ventes dans le quartier à la différence de leurs homologues péruviens résidents de quartier périphériques de fraîche constitution et éloignés des lieux de vente situés dans les quartiers commerciaux du centre ville.

4.3.2. Entrées et sorties de la pauvreté

Nous avons vu que la *pauvreté chronique* pouvait être distinguée des formes transitoires de pauvreté. Reste à identifier les facteurs spécifiques d'entrée et de sortie de la pauvreté, en particulier le rôle des chocs subis par les ménages. Afin de faciliter la compréhension des résultats, la situation de *non pauvreté* servira de référence pour établir les contrastes avec les *entrées en pauvreté* tandis que la situation de *pauvreté chronique* sera utilisée comme cas de référence pour les *sorties de pauvreté*. Rappelons aussi que les chocs se réfèrent à la période 1997/98 tandis que les transitions de pauvreté que l'on cherche expliquer portent sur la période 1998/99. Notre approche se différencie de celle de Freire (2000) pour le Venezuela ou de Glewwe et al. (2000) au Vietnam, pour qui les chocs sont simultanés aux transitions (ils ne disposent que de panels de deux vagues). Nous évitons donc de possibles biais de simultanéité dans nos estimations¹¹. D'ailleurs, en considérant les chocs simultanés aux transitions nous obtenons artificiellement dans le cas de Madagascar une meilleure qualité prédictive du modèle (le pseudo R² passe de 0,35 à 0,38) tandis que dans le cas du Pérou, le test de Wald pour l'ensemble des coefficients de chocs devient significatif à 5 %.

Les facteurs structurels de *sortie de pauvreté* sont dans l'ensemble les mêmes que ceux qui jouent sur la *pauvreté chronique* (taille et composition des ménages, capital humain et physique, insertion sur le marché du travail, accès aux infrastructures). Globalement et pour chaque pays, les coefficients ont le même signe, mais

¹¹ Ce problème est abordé explicitement par Glewwe et al. (2000).

ils sont plus faibles et plus souvent non significatifs. Les difficultés des ménages dirigés par une femme à Madagascar se confirment, puisqu'ils ont aussi plus de mal à sortir de la pauvreté. Les caractéristiques spatiales jouent dans le sens attendu : la proportion d'informels dans le quartier inhibe les *sorties de pauvreté* au Pérou, tandis que la concentration du capital humain les favorise à Madagascar.

Les chocs en revanche jouent un rôle plus important que pour la *pauvreté chronique*, où ils n'avaient pas ou peu d'effet; et ce plus particulièrement au Pérou. Dans ce pays, le départ du chef de ménage réduit les chances de sortir de la pauvreté, tandis qu'au contraire l'arrivée d'un conjoint est bénéfique. On retrouve ici des résultats similaires à ceux observés dans les pays développés, où les chocs démographiques pèsent sur les transitions. Les chocs économiques liés à l'insertion sur le marché du travail ont aussi une importance. L'accroissement du nombre de membres actifs dans le ménage augmente aussi fortement les chances de sortir de la pauvreté. De plus, il faut tenir compte du secteur institutionnel dans lequel les nouveaux membres actifs s'insèrent. En effet, l'informalisation de la main-d'œuvre familiale d'une période à l'autre entrave les *sorties de pauvreté*.

Analysons maintenant les *entrées en pauvreté*. Elles seront comparées à la situation de référence de ne pas être tombé en pauvreté en 1999. Il s'agit donc d'identifier les facteurs de vulnérabilité qui accroissent la probabilité de se retrouver en situation de pauvreté alors qu'on en était épargné jusqu'alors. Une première idée assez répandue est battue en brèche. Le sexe du chef de ménage n'est pas en soi un facteur de vulnérabilité (du point de vue de l'entrée en pauvreté). Ce résultat a aussi été mis en évidence au Venezuela, que ce soit pour les entrées ou pour les sorties de pauvreté (Freire, 2000 : 25-26), ou encore au Vietnam, tant dans les zones urbaines que rurales (Glewwe et al. 2000 : 34). En Pologne, les ménages ayant une femme à leur tête auraient même moins de chance d'être pauvres ou vulnérables (Okrasa 1999 : 24). Pour nos deux pays, il apparaît qu'à Madagascar, les ménages féminins ont un risque plus élevé d'être en situation de pauvreté chronique relativement à tous les autres états, qui ne se distinguent pas entre eux sur ce critère, tandis qu'au Pérou, le genre du chef de ménage ne joue pas.

La taille du ménage au Pérou et la proportion d'enfants à Madagascar constituent facteurs de risque certains. La dotation en capital physique dans les deux pays et du capital humain au Pérou limite les *entrées en pauvreté*. L'exercice d'un emploi dans le secteur primaire au Pérou, ou comme non-cadre à Madagascar sont aussi des facteurs de risque. A la différence du cas péruvien, où elle facilite la *sortie de pauvreté*, l'occupation secondaire du chef du ménage à Madagascar favorise les entrées dans la pauvreté. Plus on accumule d'emplois de mauvaise qualité, plus élevés sont les risques *d'entrer en pauvreté*. Les variables liées à la localisation géographique ne jouent pas sur les entrées en pauvreté, à l'exception du taux d'informalité du quartier qui en réduit la probabilité. Ce résultat paradoxal a déjà été discuté plus haut à propos de la *pauvreté chronique*.

Dans nos estimations, très peu de variables liées aux changements subis par les ménages sont significatives. Parmi celles-ci, le départ de membres du ménage (autre que ceux de la famille nucléaire) diminue le risque d'entrer en pauvreté au Pérou; ce qui laisse supposer qu'il s'agit de membres ne contribuant pas ou peu au revenu du ménage. On relève curieusement qu'à Madagascar, la perte d'emploi du chef du ménage, vers le chômage ou l'inactivité, est un facteur qui réduit le risque d'entrer en pauvreté. Ce résultat reflète en fait la causalité inverse. C'est lorsque le ménage atteint un niveau de revenu suffisant que le chef peut se permettre de sortir de la force du travail ou se déclarer chômeur. Plus fondamental, l'accroissement de la proportion d'informels, de salariés du secteur privé formel ou des chômeurs/inactifs (par rapport aux salariés du secteur public) dans le ménage accroît légèrement les risques d'entrer en pauvreté.

Finalement, toutes les études empiriques sur les déterminants des transitions de pauvreté rencontrent des difficultés à identifier les facteurs associés aux formes transitoires de pauvreté. Baulch et McCulloch (1999) ne trouvent que le taux de dépendance pour distinguer la *pauvreté chronique* et la *pauvreté transitoire*. Le modèle estimé pour la Chine du sud par Jalan et Ravallion (1999) a une meilleure capacité prédictive pour la *pauvreté chronique* que pour la *pauvreté transitoire*. Les variables les plus importantes liées à la *pauvreté transitoire* sont celles liées au cycle de vie (âge et âge au carré) et aux actifs. Ni le niveau d'éducation ni les caractéristiques démographiques du ménage (sauf la proportion d'enfants entre 6 et 14 ans) ne semblent pas avoir d'impact sur la *pauvreté transitoire*. Ces mêmes auteurs identifient les caractéristiques démographiques (taille du ménage, niveaux d'éducation, structure démographique) ainsi que la variabilité des rendements agricoles et le taux d'analphabétisme de la localité comme les variables ayant une plus grande importance

pour la *pauvreté chronique* que pour la *pauvreté transitoire* (ibid.). Les auteurs concluent que les déterminants de la *pauvreté chronique* et ceux de la *pauvreté transitoire* sont fort différents (ibid.). Dans le cas étudié par Glewwe et al. (2000), aucune variable explicative s'est avérée significative pour expliquer les *entrées en pauvreté* en milieu urbain alors qu'en milieu rural la CSP du chef, l'éducation du chef, la taille du ménage et sa composition démographique, les actifs (terre irriguée), la productivité agricole, l'accès aux marchés et biens publics (bureau de poste) ont tous un impact significatif sur la probabilité d'*entrer en pauvreté* par rapport à la situation de *pauvreté chronique*.

Le caractère décevant des modèles de *pauvreté transitoire* se reflète dans leur faible capacité prédictive. Alors qu'elle est très acceptable dans le cas de la *pauvreté chronique* et de la *non pauvreté*, elle est très inférieure, voire presque nulle dans le cas des *entrées et sorties de pauvreté*¹². En effet, le modèle estimé (régression 1; voir annexe) prédit correctement les cas des ménages *jamais pauvres* dans 87 % et 61 % des cas pour le Pérou et Madagascar, respectivement. Ces proportions sont de 41 % et 89 % pour la *pauvreté chronique*. En revanche, moins de 5 % des *entrées* ou des *sorties de pauvreté* sont prédites correctement par le modèle. A Madagascar, les *pauvres transitoires* sont, pour la plupart, classés comme *pauvres chroniques* (55 % pour les *sorties* de pauvreté et 41 % pour les *entrées*). Au Pérou, où la qualité de la régression est plus faible (le pseudo R^2 est de 0,28 contre 0,35 à Madagascar), les *pauvres transitoires* sont classés dans la catégorie des *jamais pauvres* (53 % et 51 % pour les *entrées* et *sorties*, respectivement) mais aussi une proportion importante n'a pas pu être classée sans ambiguïté par le modèle (environ 40 % des *pauvres transitoires*; voir tableaux en annexe). Malgré cela, l'hypothèse selon laquelle on pouvait combiner en une seule les différentes transitions de *pauvreté* a été rejetée pour les quatre modèles estimés dans le cas du Pérou. A Madagascar, cette hypothèse n'a pas pu être rejetée dans la régression n'incluant que les caractéristiques du chef du ménage et a été rejeté au seuil de 10 % et 6 % dans le modèle ne comprenant pas les chocs (régression 2) et dans celui sans choc ni variable de quartier (régression 3).

CONCLUSION

La priorité accordée par les pays en développement et par les organismes internationaux à la lutte contre la *pauvreté* a conduit à affiner le diagnostic sur les différentes formes de *pauvreté* et les politiques qu'il convient de leur appliquer. En particulier, la distinction entre *pauvreté chronique* et *pauvreté transitoire* a induit une remise en cause les politiques jugées trop assistentialistes du passé, et à les réorienter vers des politiques favorisant les *sorties de pauvreté* et protégeant les groupes vulnérables. Le modèle sous-jacent à cette nouvelle conceptualisation postule que la *pauvreté chronique* provient d'un déficit structurel de dotation tandis que la *pauvreté transitoire* résulte de chocs adverses qu'il convient de prévenir. Une telle approche suppose d'élargir la vision statique traditionnelle à une analyse centrée sur la dynamique individuelle de la *pauvreté*. Or à ce jour, on compte peu d'études empiriques dans ce domaine dans les PED, essentiellement pour des raisons d'absence de données de panel, qui sont requises pour ce type d'analyses. De plus, il est difficile de tirer des conclusions générales de ces travaux, du fait de la grande hétérogénéité des échantillons, des données et des choix méthodologiques, qui restreignent le champ des comparaisons possibles entre pays. Notre étude sur la dynamique de la *pauvreté urbaine* à Madagascar et au Pérou est une première contribution dans cette direction. En adoptant des méthodes rigoureusement comparables, et en couvrant un large spectre de situations avec ces deux pays, dont la conjoncture économique et les niveaux de développement sont très contrastés, nous cherchons à identifier les traits généraux et spécifiques de la *pauvreté chronique* et *transitoire*.

Après avoir présenté et étudié le contexte économique de chacun des deux pays, on montre que tant au Pérou qu'à Madagascar les flux d'*entrées* et de *sorties de pauvreté* sont très supérieurs à ce que laisse supposer l'évolution des mesures statiques d'incidence de la *pauvreté*. La diversité de situation des deux pays permet de penser qu'il s'agit d'un résultat général, d'ailleurs confirmé par l'ensemble des autres études du même type. Les flux importants entre situations de *pauvreté* et de *non pauvreté* explique pourquoi les programmes de lutte basés sur une vision statique de la *pauvreté* (les *pauvres* étant identifiés à un moment donné) rencontrent de tels problèmes de ciblage (taux de filtration et d'exclusion).

¹² On a considéré que lorsque la probabilité prédite qu'un ménage se trouve dans un des quatre états est supérieure à 50 %, ce ménage est classé dans l'état correspondant.

On montre également les similitudes et les divergences des profils des populations concernées par les différents états de pauvreté dans les deux pays. D'abord, les tests statistiques confirment que l'on peut bien distinguer les trois populations considérées : *pauvres chroniques*, *pauvres transitoires* et *non pauvres*, mais les premiers semblent plus se distinguer des seconds par l'intensité de la pauvreté et des facteurs négatifs qui lui sont associés que par sa nature. Ainsi, une plus grande taille du ménage, une plus forte proportion d'enfants en bas âge ainsi qu'une faible dotation en capital humain (niveau d'éducation) et physique (logement et accès aux services publics) sont autant de facteurs de risque associés à la pauvreté et amplifiés dans le cas de la *pauvreté chronique*. L'insertion sur le marché de travail est un facteur discriminant pertinent dans les deux pays. Plus les ménages exercent dans le secteur informel, plus les risques de pauvreté sont élevés. Dans les deux pays, le phénomène de la pauvreté comporte une forte composante spatiale. Les pauvres tendent à vivre dans des quartiers défavorisés : à la fois en termes de caractéristiques individuelles (le revenu moyen des habitants y est plus faible, le taux d'informalité plus élevé) et en termes d'équipements publics (accès à l'eau, à l'électricité, etc.). Au-delà de ce cœur de caractéristiques communes, certains traits sont spécifiques à un contexte donné. Ainsi, les ménages dont le chef est une femme ne sont défavorisés qu'au Pérou, et non à Madagascar, société *a priori* plus égalitaire. Dans le cas de Madagascar, de manière plus claire qu'au Pérou, l'intensité de l'insertion du ménage dans le secteur informel permet aussi de distinguer les formes chroniques et transitoires de la pauvreté. Ce résultat pourrait être mis sur le compte de la précarisation brutale de l'emploi formel au Pérou à la suite de dix années de libéralisation du marché du travail qui a rendu plus vulnérables ces catégories de salariés autrefois protégées. Pour cette même raison probablement, les caractéristiques spatiales jouent un plus grand rôle à Madagascar qu'au Pérou alors que la ségrégation résidentielle n'y est *a priori* plus élevée.

Les hypothèses dégagées sur la base des profils "inconditionnels" des transitions de pauvreté ont été examinées à l'aide d'un modèle logit multinomial. Les tests de Wald ont confirmé que les variables retenues permettaient non seulement de distinguer entre eux les trois états retenus (*pauvreté chronique*, *pauvreté transitoire* et *non pauvreté*) mais aussi de différencier *entrées* et *sorties de pauvreté*, au sein de la *pauvreté transitoire*. Les facteurs de risque de la *pauvreté chronique* sont tout à fait classiques, largement communs aux deux pays et recouvrent les variables traditionnelles de la pauvreté statique (taille du ménage, capital humain et physique, emploi, accès aux infrastructures). Le niveau de richesse du quartier de résidence joue sur la probabilité d'échapper à la pauvreté, toutes choses égales d'ailleurs. Une bonne localisation géographique est donc susceptible de créer des externalités positives. Aucune des variables de choc n'est significative, conformément au modèle structurel présenté plus haut. Parmi les différences entre les deux pays, on retiendra le genre du chef de ménage. A l'inverse de ce qui a été observé à partir des profils inconditionnels, le risque de pauvreté chronique est plus élevé lorsque le chef de ménage est une femme à Madagascar. Il est probable que ces dernières subissent des discriminations de revenus, tandis que la plus grande vulnérabilité de leurs homologues péruviennes résultent d'un déficit de dotation en facteurs.

En ce qui concerne les *sorties* et les *entrées en pauvreté*, les résultats sont plus décevants. La capacité prédictive des modèles est très faible, le rôle des chocs limités (même en considérant les chocs contemporains) et on trouve peu de variables explicatives communes au Pérou et à Madagascar pour rendre compte des transitions. Cependant, et conformément au modèle postulé, les facteurs structurels sont moins prégnants, tandis que les chocs démographiques et économiques pèsent relativement plus lourd, que dans le cas de la *pauvreté chronique*. Au Pérou par exemple, le départ du chef de ménage réduit les chances de sortir de la pauvreté. L'accroissement de la main-d'œuvre familiale et la qualité de son insertion sur le marché du travail (dans le secteur formel) favorise les sorties.

Du point de vue des implications pour les politiques de lutte contre la pauvreté, la décomposition de la pauvreté entre sa partie chronique et transitoire montre que la pauvreté transitoire est un problème plus aigu au Pérou qu'à Madagascar, où la pauvreté est non seulement plus massive mais aussi davantage chronique. Les avantages à mettre en œuvre un programme réduisant la vulnérabilité des ménages sont donc plus évidents au Pérou. Nos résultats économétriques ne permettent pas de conforter l'idée selon laquelle les dotations de capital humain et physique sont pertinentes uniquement pour la pauvreté chronique alors que les chocs expliqueraient les différentes formes de pauvreté transitoire. En fait ce résultat est commun à la plupart des études empiriques sur la question. Ce résultat négatif n'est peut-être pas uniquement lié aux difficultés réelles de mesurer les chocs, sinon aussi à la non prise en compte des chocs covariants pourtant très important en milieu urbain. Se départir d'une focalisation excessive sur les déterminants micro des transitions de pauvreté afin d'intégrer l'évolution de l'environnement macro-économique est une piste de recherche que cette étude laisse ouverte.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Banque mondiale (2000): Attacking Poverty., Washington, World Development Report 2000/1.
- Baulch B., Hoddinott J. (eds.) (2000):, Economic mobility and poverty dynamics in developing countries. Frank Cass Publishers.
- Carter M., (1999), “Getting ahead or falling behind? The dynamics of poverty in post-apartheid South Africa”, University of Wisconsin.
- Carter M., May J. (1999), “One Kind of Freedom: Poverty Dynamics in Post-Apartheid South Africa”, IFPRI/University of Natal, University of Wisconsin.
- Chaudhuri, S., Ravallion, M. (1994) : “How well do static indicators identify the chronically poor ?”, *Journal of Public Economics*, vol. 53, p.367-394.
- Cumpa, M., Webb, R. (1999): “Mobility and poverty dynamics in the 1990’s”. Institute of Development Studies, Brighton.
- Datt G., Ravallion M. (1992): “Growth and redistribution components of change in poverty measures. A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s”, LSMS Working Paper n°83.
- Dearcon, S., Krishnan, P. (2000): “Vulnerability, seasonality and poverty in Ethiopia” in Baulch B., Hoddinott J. (eds.) (2000):, Economic mobility and poverty dynamics in developing countries. Frank Cass Publishers, p.25-53.
- Dollar D., Kraay A. (2000), “Growth is Good for the Poor”, draft, World Bank, march.
- Fields G. (2001): Distribution and development: a new look at the developing world. MIT Press/Russell Sage Foundation.
- Freire, S. (2000): “Income, positional and poverty dynamics in Venezuela”, NIP-LACEA conference, Rio de Janeiro, octobre 2000.
- Gaiha, R. (1988): “Income mobility in rural India”, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 36, n°2, p.279-302.
- Gaiha, R. (1989): “Are the chronically poor also the poorest in rural India?”, *Development and Change*, vol. 20 p.295-322.
- Gaiha, R., Deolalikar, A. (1993): “Persistent, expected and innate poverty: estimates for semi-arid rural south India”, Cambridge Journal of Economics, vol. 17, n°4, p.409-421.
- Glewwe P., Gragnolati M., Zaman H. (2000): "Who Gained from Vietnam's Boom in the 1990's? An Analysis of Poverty and Inequality Trends" World Bank PRWP 2275.
- Glewwe P., Hall G. (1995): “Who is most vulnerable to macroeconomic shocks? Hypothesis tests using panel data from Peru”, Washington, D.C., The World Bank, LSMS Working Paper n°127.
- Grootaert, Ch., 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, Ch., R. Kanbur, GI-Taik Oh, (1997): “The Dynamics of Welfare gains and Losses: An African Case Study”, Journal of Development Studies, vol. 33, n°5, p.635-657.
- Herrera, J. (1999): “Ajuste económico, desigualdad y movilidad”, in R. Webb; M. Ventocilla (1999) (eds). Pobreza y economía social. Análisis de una encuesta (ENNIV-1997), USAID, Instituto Cuanto, UNICEF, pp 101-142.
- Herrera, J. (2001a): “Poverty dynamics in Peru, 1997-1999”. Document de travail DIAL 09-2001, 56 pages.
- Herrera, J. (2001b): “Les fonctionnaires péruviens sont-ils sur-payés?”, in F. Roubaud, M. Raffinot (eds.) Les fonctionnaires au Sud. Revue Autrepard, décembre 2001.

- Jalan, J., Ravallion, M. (1998): "Is transient poverty different? Evidence for rural China", in Baulch B., Hoddinott J. (eds.) (2000):, Economic mobility and poverty dynamics in developing countries. Frank Cass Publishers, p.82-99.
- Jalan, J., Ravallion, M. (1998): "Transient poverty in postreform rural China", Journal of Comparative Economics, 26, pp.338-357.
- Jenkins S. (1998), "*Modelling household income dynamics*", Colchester, draft, University of Essex.
- Justino, P., Litchfield, J. (2002): "Poverty dynamics in rural Vietnam: winners and losers during reform", PRUS working paper n°11, University of Sussex.
- Lanjouw, P., Stern, N. (1991): "Poverty in Palanpur", World Bank Economic Review, vol. 5, n°1, p.23-55.
- Long, J., Freese, J. (2001): Regression models for categorical dependent variables using Stata. Stata press.
- Mahmoudi V. (1998): "Growth-equity decomposition of a change in poverty: an application to Iran", draft, University of Essex.
- Maluccio, J., Haddad, L., May, J. (2000): "Social capital and household welfare in South Africa, 1993-98", in Baulch B., Hoddinott J. (eds.) (2000):, Economic mobility and poverty dynamics in developing countries. Frank Cass Publishers, p.54-81.
- McCulloch, N., Baulch B. (1998): "Beign 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.
- McCulloch, N., Calandrino, M. (2002): "Poverty Dynamics in Rural Sichuan Between 1991 and 1995", IDS Working Papers n°151.
- Mroz, T., Popkin, B. (1995): "Poverty and the economic transition in the Russian Federation", Economic Development and Cultural Change, vol. 44, n°1, p.1-31.
- Rakotomanana F., Ravelosoa R., Roubaud F. (2001), "*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*", Paris, Stateco n°94/95/96, Insee.
- Ravallion M. (1996): "Comparaisons de la pauvreté. Concepts et méthodes". LSMS Working Paper n° 122, Banque Mondiale.
- Ravallion M., Chen S., (1997), "What can New Survey Data Tell Us About Recent Changes in Distribution and Poverty", World Bank Economic Review 11(2), pp.357-382.
- Ravelosoa R. (2001), "*Dynamique de la pauvreté urbaine sur les quatre dernières décennies : le cas de l'agglomération d'Antananarivo* ", Séminaire international "La pauvreté à Madagascar : état des lieux, réflexions sur les politique de réduction et leur mise en œuvre » Antananarivo, février.
- Razafindrakoto M., Roubaud F. (1999), "*La dynamique du marché du travail dans l'agglomération d'Antananarivo entre 1995 et 1999 : la croissance économique profite-t-elle aux ménages ?* ", Revue Economie de Madagascar n°4, BCM/INSTAT, Madagascar, pp.103-137.
- Razafindravonona J., Stiefel D., Paternostro S. (2001), "*Dynamique de la pauvreté à Madagascar : 1993-1999* ", Séminaire international "La pauvreté à Madagascar : état des lieux, réflexions sur les politique de réduction et leur mise en œuvre", Antananarivo, février.
- Reardon, T., Taylor, J. (1996): "Agroclimatic shock, income inequality, and poverty evidence from Burkina Faso", World Development, vol. 24, n°2, p.175-99.
- Roemer M., Gugerty M.K. (1997), "Does Economic Growth Reduce Poverty" CAER II Discussion Papers n°4-5, Havard Institue for International Development.
- Roubaud F. (2001), "*La mise en place d'une enquête annuelle sur l'emploi en Afrique: un exemple pour l'Afrique sub-saharienne*", Paris, Stateco n°94/95/96, Insee.

- Scott, C., Litchfield, J. (1994): "Inequality, mobility and the determinants of income among the rural poor in Chile 1968-86", STIRCED, Development Economics Research Programme DEP 35, London School of Economics.
- Scott, C. (2000): "Mixed fortunes: A study of poverty mobility among small farm households in Chile, 1968-86" in Baulch B., Hoddinott J. (eds.) (2000):, Economic mobility and poverty dynamics in developing countries. Frank Cass Publishers, pp.25-53.
- Squire L. (1993), "Fighting Poverty", American economic Review, May, pp. 377-382
- Verdera F. (2000) "Cambios en el modelo de relaciones laborales en el Perú, 1970-1996", JCAS-IEP Occasional Paper n°5.
- Verger D. (2001), "*Les approches de la pauvreté en Europe de l'Ouest: quels enseignements pour Madagascar?*", Séminaire international « La pauvreté à Madagascar : état des lieux, réflexions sur les politique de réduction et leur mise en œuvre » Antananrivo, février.
- Walker, T., J. Ryan (1990): Village and household economies in India's semi-arid tropic. John Hopkins 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.

ANNEXES

Variables utilisées

cage98	age du chef 98
cage298	age du chef au carré 98
csex98	sexe du chef 98
cedu981	chef avec educ primaire/ sans educ 98
cedu982	chef avec educ secondaire 98
cmat982	chef en union libre 98
cmat983	chef pas en couple 98
cexp98	années d'expérience du chef 98
ccsp982	chef non cadre/ouvrier 98
ccsp983	chef indépendant 98
ccsp984	chef chômeur/inactif
cbran981	chef en secteur primaire 98
cbran982	chef en industrie 98
csec98	chef avec ocup. secondaire 98
qrev98	revenus moyens du quartier 98
qedu98	capital humain du quartier 98
qsin98	proportion d'informels quartier 98
mtai98	taille du ménage 98
mp0998	% membres 0-9 ans
mp1598	% membres 10-15 ans
mp9998	% membres plus de 60 ans
mnucl98	ménage nucléaire 98
mpat98	# d'actifs possèdes par ménage 98
mpro982	propriétaire sans titre 98
mpro983	locataire & autres 98
meau98	robinet intérieur 98
mele98	éclairage électricité 98
mwce98	wc a l'intérieur log. 98
mfor98	actifs occupes s. formel/PET tot 98
minf98	actifs occupes s. informel/PET tot 98
mcho98	chômeurs & inactifs/PET tot 98
mdept98	proportion d'actifs occupes dans ménage 98
mkhu98	capital humain du ménage 98
dche9798	départ du chef 97/98
dcon9798	départ du conjoint 97/98
denf9798	# départ d'enfants 97/98
daut9798	# départ d'autres membres 97/98
dcpe9798	chef occupe 97- inactif/chômeur 98
dcre9798	chef inactif/chômeur 97 - occupe 98
dinf9798	dif proportion informels dans ménage 97/98
ddpt9798	dif proportion d'actifs ménage 97/98
dper9798	dif. taille ménage 97/98
acon9798	arrivée conjoint 97/98
aenf9798	# arrivée d'enfants 97/98
aaut9798	# arrivée d'autres membres 97/98

Sensibilité des transitions de pauvreté

Madagascar, variations de revenu et transitions de pauvreté entre 1997 et 1998.

vrev9798c	Pauvres permanents	Entrent en pauvreté	Sortent de pauvreté	Jamais pauvres	Total
-50 %	13.72	57.95	0	8.48	15.43
-50 % a -30 %	12.36	22.60	0	9.89	11.78
-30 % a -10 %	15.53	15.42	0	16.61	14.21
-10 % a 0 %	8.03	4.04	0	7.12	6.88
0 a +10 %	7.34	0	0	6.63	6.00
+10 % a +30 %	10.05	0	3.85	20.15	9.76
+30 % a +50 %	10.08	0	7.35	7.43	8.74
plus de +50 %	22.89	0	88.80	23.69	27.20
Total	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Madagascar, variations de revenu et transitions de pauvreté entre 1998 et 1999.

vrev9899c	Pauvres permanents	Entrent en pauvreté	Sortent de pauvreté	Jamais pauvres	Total
-50 %	13.39	57.89	0	8.70	14.40
-50 % a -30 %	14.02	26.94	0	19.01	14.15
-30 % a -10 %	14.65	12.67	0	19.41	13.70
-10 % a 0 %	7.51	2.50	0	7.07	6.38
0 a +10 %	8.39	0	1.38	8.56	7.16
+10 % a +30 %	11.97	0	12.48	13.24	11.39
+30 % a +50 %	5.33	0	12.17	7.42	5.93
plus de +50 %	24.74	0	73.96	16.59	26.89
Total	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Pérou, variations de revenu et transitions de pauvreté entre 1997 et 1998.

vrev9798c	Pauvres permanents P	Entrent en pauvreté	Sortent de pauvreté 1?	Jamais pauvres P P	Total
-50 %	14.78	67.77	0	6.81	13.39
-50 % a -30 %	10.66	22.48	0	12.74	11.90
-30 % a -10 %	16.69	9.62	0	19.41	15.83
-10 % a 0 %	13.82	0.13	0	11.07	9.39
0 a +10 %	13.28	0	1.67	11.11	9.30
+10 % a +30 %	10.66	0	8.24	13.91	11.34
+30 % a +50 %	3.68	0	12.13	8.09	6.94
plus de +50 %	16.43	0	77.96	16.86	21.91
Total	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Pérou, variations de revenu et transitions de pauvreté entre 1998 et 1999

vrev9899c	Pauvres permanents	Entrent en pauvreté	Sortent de pauvreté	Jamais pauvres	Total
-50 %	7.90	41.28	0	8.02	11.83
-50 % a -30 %	9.07	34.64	0	9.88	12.19
-30 % a -10 %	17.02	21.26	0	18.04	16.45
-10 % a 0 %	10.19	2.82	0	9.50	7.58
0 a +10 %	8.92	0	0	11.03	8.10
+10 % a +30 %	13.94	0	6.46	15.44	12.09
+30 % a +50 %	8.89	0	10.64	10.21	8.60
plus de +50 %	24.07	0	82.90	17.89	23.16
Total	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

PEROU	Régression (1)			Régression (2)			Régression (3)			Régression (4)		
	Jamais pauvre	Sortie de pauvreté	Entrée en pauvreté	Jamais pauvre	Sortie de pauvreté	Entrée en pauvreté	Jamais pauvre	Sortie de pauvreté	Entrée en pauvreté	Jamais pauvre	Sortie de pauvreté	Entrée en pauvreté
Caractéristiques du chef												
age du chef	1.171 (2.68)***	1.281 (3.57)***	1.052 (0.76)	1.166 (2.64)***	1.282 (3.63)***	1.054 (0.79)	1.202 (3.15)***	1.280 (3.61)***	1.068 (0.99)	1.390 (7.23)***	1.291 (4.24)***	1.130 (2.17)**
sexe du chef	0.794 (0.55)	1.552 (0.97)	0.772 (0.54)	0.756 (0.72)	1.207 (0.46)	0.727 (0.72)	0.731 (0.82)	1.249 (0.54)	0.716 (0.76)	1.052 (0.18)	1.410 (0.97)	0.918 (0.23)
chef avec éducation primaire/ sans scolarité	2.661 (1.50)	5.066 (2.08)**	1.550 (0.59)	2.540 (1.46)	4.942 (2.10)**	1.519 (0.58)	3.114 (1.81)*	5.090 (2.18)**	1.753 (0.78)	1.522 (0.77)	5.595 (2.44)**	1.230 (0.30)
chef avec éducation secondaire	1.424 (0.88)	1.998 (1.41)	1.209 (0.42)	1.361 (0.79)	1.983 (1.41)	1.177 (0.36)	1.538 (1.12)	2.031 (1.49)	1.297 (0.59)	0.787 (0.70)	1.874 (1.40)	0.867 (0.34)
chef en union libre	1.145 (0.58)	0.832 (0.68)	1.026 (0.10)	1.116 (0.48)	0.833 (0.69)	0.978 (0.08)	1.086 (0.36)	0.830 (0.71)	0.958 (0.17)	0.833 (0.94)	0.821 (0.79)	0.821 (0.80)
chef pas en couple	0.732 (0.75)	1.346 (0.66)	0.667 (0.83)	0.851 (0.42)	1.196 (0.43)	0.718 (0.74)	0.888 (0.31)	1.199 (0.44)	0.720 (0.74)	1.950 (2.38)**	1.256 (0.68)	0.933 (0.19)
années d'expérience du chef	0.874 (2.31)**	0.803 (3.21)***	0.958 (0.64)	0.875 (2.32)**	0.800 (3.30)***	0.955 (0.71)	0.853 (2.74)***	0.802 (3.27)***	0.944 (0.88)	0.763 (6.02)***	0.799 (3.77)***	0.911 (1.70)*
chef non cadre/ouvrier	0.770 (0.67)	0.617 (1.03)	0.823 (0.45)	0.785 (0.63)	0.647 (0.93)	0.855 (0.37)	0.748 (0.75)	0.658 (0.90)	0.824 (0.46)	0.604 (1.50)	0.640 (1.01)	0.960 (0.10)
chef indépendant	0.346 (2.98)***	0.813 (0.50)	0.482 (1.79)*	0.355 (2.95)***	0.846 (0.41)	0.485 (1.80)*	0.333 (3.15)***	0.864 (0.36)	0.469 (1.89)*	0.238 (4.86)***	0.751 (0.74)	0.485 (1.96)**
chef chômeur /inactif	0.376 (1.96)**	0.822 (0.35)	0.437 (1.45)	0.419 (2.14)**	1.170 (0.33)	0.564 (1.22)	0.409 (2.18)**	1.218 (0.41)	0.565 (1.20)	0.189 (4.99)***	1.030 (0.06)	0.369 (2.35)**
chef en secteur primaire	0.579 (2.00)**	0.844 (0.58)	0.273 (3.76)***	0.562 (2.12)**	0.869 (0.48)	0.269 (3.83)***	0.508 (2.56)**	0.877 (0.45)	0.250 (4.07)***	0.389 (4.36)***	0.834 (0.65)	0.268 (4.01)***
chef en industrie	1.058 (0.20)	1.567 (1.41)	1.226 (0.69)	1.014 (0.05)	1.610 (1.52)	1.223 (0.68)	0.997 (0.01)	1.614 (1.54)	1.226 (0.69)	0.934 (0.28)	1.435 (1.21)	1.343 (1.08)
chef avec occupation secondaire	1.661 (1.56)	1.848 (1.72)*	1.376 (0.86)	1.660 (1.56)	1.839 (1.72)*	1.377 (0.87)	1.633 (1.54)	1.882 (1.78)*	1.345 (0.81)	1.389 (1.20)	1.706 (1.59)	1.241 (0.65)
Variable du quartier 1998												
revenus moyens du quartier	1.014 (2.26)**	0.996 (0.57)	1.011 (1.68)*	1.015 (2.33)**	0.995 (0.67)	1.011 (1.74)*						
capital humain du quartier	0.438 (0.73)	0.376 (0.77)	0.331 (0.89)	0.376 (0.89)	0.469 (0.61)	0.303 (0.97)						
proportion d'informels quartier	0.642 (0.89)	0.344 (1.90)*	0.688 (0.62)	0.629 (0.94)	0.340 (1.97)**	0.674 (0.66)						
Caractéristiques du ménage 1998												
taille du ménage	0.695 (5.17)***	0.888 (1.66)*	0.914 (1.20)	0.736 (4.71)***	0.913 (1.44)	0.953 (0.71)	0.670 (6.60)***	0.921 (1.43)	0.898 (1.70)*			
% membres 0-9 ans	0.025 (3.87)***	0.214 (1.54)	0.036 (3.04)***	0.035 (3.69)***	0.252 (1.43)	0.041 (2.95)***	0.050 (3.40)***	0.245 (1.49)	0.047 (2.87)***			
% membres 10-15 ans	0.049 (3.56)***	0.477 (0.82)	0.065 (2.85)***	0.069 (3.31)***	0.636 (0.52)	0.078 (2.70)***	0.090 (3.07)***	0.623 (0.54)	0.086 (2.62)***			
% membres plus de 60 ans	0.853 (0.24)	0.206 (2.11)**	0.466 (0.96)	1.111 (0.17)	0.268 (1.73)*	0.554 (0.76)	0.995 (0.01)	0.227 (1.97)**	0.491 (0.93)			
ménage nucléaire	0.663 (1.73)*	0.976 (0.10)	1.097 (0.34)	0.609 (2.13)**	0.913 (0.37)	1.009 (0.03)	0.577 (2.36)**	0.878 (0.52)	0.956 (0.17)			
# d'actifs possédés par ménage	1.326 (4.76)***	1.064 (0.95)	1.129 (1.90)*	1.325 (4.89)***	1.051 (0.78)	1.118 (1.78)*	1.366 (5.53)***	1.049 (0.76)	1.129 (1.96)**			
propriétaire sans titre	0.864	1.893	0.828	0.836	1.644	0.777	0.811	1.639	0.760			

	(0.37)	(1.65)*	(0.44)	(0.46)	(1.32)	(0.61)	(0.54)	(1.30)	(0.66)	
locataire & autres	0.636	0.633	0.621	0.611	0.579	0.585	0.667	0.599	0.618	
	(1.81)*	(1.56)	(1.68)*	(2.01)**	(1.89)*	(1.93)*	(1.74)*	(1.80)*	(1.78)*	
robinet intérieur	1.114	1.071	1.137	1.116	1.070	1.131	1.146	1.070	1.145	
	(0.46)	(0.26)	(0.46)	(0.47)	(0.27)	(0.44)	(0.58)	(0.26)	(0.49)	
éclairage électricité	2.187	1.123	1.755	2.015	1.017	1.672	2.173	1.032	1.776	
	(2.33)**	(0.36)	(1.56)	(2.15)**	(0.05)	(1.43)	(2.41)**	(0.10)	(1.60)	
wc a l'intérieur logement	1.833	1.873	1.245	1.786	1.868	1.216	2.045	1.848	1.321	
	(2.57)**	(2.24)**	(0.81)	(2.49)**	(2.29)**	(0.72)	(3.13)***	(2.31)**	(1.04)	
actifs occupés s. formel/PET tot	0.060	0.101	4.120	0.059	0.099	4.141	0.073	0.094	4.781	
	(2.85)***	(1.92)*	(1.16)	(2.88)***	(1.95)*	(1.16)	(2.68)***	(2.02)**	(1.28)	
actifs occupés s. informel/PET tot	0.019	0.166	0.929	0.017	0.122	0.879	0.014	0.068	0.732	
	(3.77)***	(1.49)	(0.06)	(3.95)***	(1.77)*	(0.10)	(4.22)***	(2.31)**	(0.25)	
chômeurs & inactifs/PET tot	0.009	0.370	0.474	0.010	0.275	0.457	0.011	0.164	0.437	
	(3.75)***	(0.72)	(0.51)	(3.77)***	(0.96)	(0.54)	(3.70)***	(1.37)	(0.57)	
proportion d'actifs occupés dans ménage	2.496	2.156	1.857	5.111	4.752	3.581	6.957	4.099	4.024	
	(0.76)	(0.61)	(0.47)	(1.46)	(1.30)	(1.03)	(1.79)*	(1.21)	(1.15)	
capital humain du ménage	7.311	0.388	1.566	7.097	0.391	1.631	6.147	0.308	1.283	
	(2.21)**	(0.96)	(0.44)	(2.23)**	(0.97)	(0.49)	(2.32)**	(1.30)	(0.29)	
Variables de chocs 1997/98										
départ du chef	0.868	0.137	0.655							
	(0.23)	(2.36)**	(0.52)							
départ du conjoint	2.361	0.886	1.278							
	(1.64)	(0.17)	(0.35)							
# départ d'enfants	0.991	0.904	0.806							
	(0.05)	(0.44)	(0.89)							
# départ d'autres membres	1.058	0.981	0.875							
	(0.42)	(0.11)	(0.93)							
chef occupe 97- inactif/chômeur 98	0.864	1.630	1.311							
	(0.34)	(1.08)	(0.52)							
chef inactif/chômeur 97 - occupe 98	0.863	1.597	0.953							
	(0.41)	(1.15)	(0.11)							
dif proportion informels dans ménage	0.852	0.607	0.758							
	(0.73)	(1.94)*	(1.05)							
dif proportion d'actifs ménage	2.081	3.923	2.698							
	(1.58)	(2.36)**	(1.77)*							
dif. taille ménage	0.994	1.101	1.104							
	(0.04)	(0.55)	(0.56)							
arrivée conjoint	0.579	5.920	1.194							
	(0.56)	(1.80)*	(0.17)							
# arrivée d'enfants	0.906	0.873	0.716							
	(0.40)	(0.51)	(1.14)							
# arrivée d'autres membres 97/98	1.436	1.050	1.129							
	(1.93)*	(0.23)	(0.57)							
Observations	1711	1711	1711	1711	1711	1711	1712	1712	1712	1712 1712 1712

Robust z statistics in parentheses

Significant at 10 %; ** significant at 5 %; *** significant at 1 %

Catégorie de référence : pauvres permanents

Modalités de référence:

Chef femme, chef avec éducation supérieure, chef en couple, chef dans secteur public, chef dans secteur services, chefs sans occupation secondaire, % de membre entre 16-60 ans, ménage étendu, propriétaire avec titre du logement, sans robinet intérieur, sans éclairage électrique, sans wc à l'intérieur du logement, actifs occupés secteur public/PET, pas de départ du chef, pas de départ du conjoint, sans changement dans statut d'occupation.

Multinomial regression	Reg1	Reg2	Reg3	Reg4
Number of obs	1711	1711	1712	1712
Wald chi2(135)	545	513	511	334
Prob > chi2	0	0	0	0
Pseudo R2	0.278	0.267	0.253	0.114
Log likelihood	-1340	-1359	-1387	-1643

Transitions prédites par le modèle						
Transitions observés	Jamais pauvres	Sortie	Entrée	Pauvres chroniques	Non classés	Total
jamais pauvres	86.9	0.3	0.0	1.8	11.0	100
sortie	32.8	4.8	0.5	9.5	52.4	100
entree	50.8	1.5	1.0	5.5	41.3	100
pauvres chroniques	17.2	1.1	0.0	40.7	41.0	100
Total	65.8	1.1	0.2	9.2	23.9	100

Madagascar	Régression (1)			Régression (2)			Régression (3)			Régression (4)		
	Jamais pauvre	Sortie de pauvreté	Entrée en pauvreté	Jamais pauvre	Sortie de pauvreté	Entrée en pauvreté	Jamais pauvre	Sortie de pauvreté	Entrée en pauvreté	Jamais pauvre	Sortie de pauvreté	Entrée en pauvreté
Caractéristiques du chef												
age du chef	1.002 (0.03)	1.019 (0.24)	1.038 (0.41)	1.023 (0.29)	1.001 (0.01)	1.042 (0.47)	1.012 (0.15)	1.000 (0.00)	1.044 (0.49)	1.360 (5.15)***	1.185 (2.77)***	1.200 (2.73)***
sexe du chef	2.854 (2.27)**	2.634 (2.33)**	3.126 (2.00)**	2.649 (2.29)**	2.137 (1.94)*	3.178 (2.19)**	2.590 (2.24)**	2.159 (1.95)*	3.208 (2.21)**	1.837 (1.75)*	1.632 (1.28)	2.774 (1.92)*
chef avec éducation primaire/ sans scolarité	1.945 (0.75)	1.662 (0.62)	1.768 (0.61)	2.167 (0.90)	1.470 (0.48)	1.753 (0.61)	1.633 (0.57)	1.371 (0.40)	1.697 (0.58)	0.986 (0.02)	1.028 (0.04)	1.369 (0.38)
chef avec éducation secondaire	1.432 (0.67)	1.310 (0.51)	1.193 (0.30)	1.620 (0.93)	1.334 (0.55)	1.294 (0.45)	1.449 (0.71)	1.254 (0.44)	1.188 (0.30)	0.866 (0.37)	0.860 (0.33)	0.984 (0.03)
chef en union libre	0.165 (2.11)**	1.458 (0.70)	0.914 (0.16)	0.132 (2.43)**	1.304 (0.54)	0.751 (0.52)	0.131 (2.25)**	1.389 (0.68)	0.885 (0.22)	0.277 (1.59)	1.452 (0.89)	0.976 (0.05)
chef pas en couple	1.667 (1.09)	2.060 (1.73)*	1.266 (0.42)	1.443 (0.85)	1.817 (1.60)	1.392 (0.66)	1.424 (0.83)	1.881 (1.67)*	1.476 (0.80)	3.273 (3.56)***	2.287 (2.33)**	2.379 (1.88)*
années d'expérience du chef	0.981 (0.24)	0.991 (0.12)	0.952 (0.55)	0.965 (0.47)	1.011 (0.14)	0.949 (0.60)	0.981 (0.24)	1.012 (0.16)	0.948 (0.62)	0.763 (4.70)***	0.862 (2.49)**	0.840 (2.67)***
chef non cadre/ouvrier	0.215 (4.30)***	0.512 (1.83)*	0.520 (1.57)	0.219 (4.36)***	0.513 (1.87)*	0.464 (1.91)*	0.227 (4.22)***	0.536 (1.75)*	0.491 (1.80)*	0.299 (4.56)***	0.597 (1.59)	0.439 (2.37)**
chef indépendant	0.234 (3.45)***	0.456 (2.06)**	0.445 (1.88)*	0.207 (3.85)***	0.441 (2.20)**	0.401 (2.16)**	0.205 (3.95)***	0.457 (2.13)**	0.402 (2.19)**	0.137 (6.60)***	0.377 (2.82)***	0.309 (3.16)***
chef chômeur /inactif	0.522 (1.19)	0.789 (0.42)	2.566 (1.39)	0.411 (1.93)*	0.584 (1.15)	1.004 (0.01)	0.363 (2.19)**	0.610 (1.08)	1.033 (0.06)	0.193 (5.05)***	0.834 (0.46)	0.434 (1.93)*
chef en secteur primaire	0.139 (2.89)***	1.022 (0.04)	0.426 (1.19)	0.150 (2.76)***	1.155 (0.27)	0.429 (1.20)	0.137 (2.82)***	1.122 (0.22)	0.398 (1.31)	0.237 (1.82)*	1.034 (0.07)	0.544 (1.00)
chef en industrie	1.038 (0.12)	1.049 (0.18)	0.628 (1.49)	1.036 (0.12)	1.067 (0.24)	0.630 (1.50)	0.971 (0.10)	1.054 (0.20)	0.620 (1.55)	0.882 (0.56)	0.941 (0.24)	0.599 (1.76)*
chef avec occupation secondaire	0.830 (0.45)	1.008 (0.02)	1.745 (1.66)*	0.903 (0.26)	1.044 (0.11)	1.850 (1.90)*	0.866 (0.37)	1.025 (0.07)	1.843 (1.88)*	0.845 (0.55)	0.732 (0.88)	1.727 (1.80)*
Variable du quartier 1998												
revenus moyens du quartier	1.007 (2.49)**	1.000 (0.17)	1.001 (0.37)	1.008 (2.57)**	1.000 (0.15)	1.001 (0.28)						
capital humain du quartier	1.130 (1.17)	1.190 (1.76)*	1.124 (1.01)	1.127 (1.17)	1.155 (1.51)	1.137 (1.12)						
proportion d'informels quartier	16.580 (2.34)**	3.594 (1.19)	1.081 (0.06)	15.676 (2.30)**	3.318 (1.11)	0.925 (0.06)						
Caractéristiques du ménage 1998												
taille du ménage	0.811 (2.20)**	0.950 (0.77)	0.829 (1.77)*	0.802 (2.91)***	0.903 (1.79)*	0.896 (1.26)	0.796 (3.01)***	0.897 (1.91)*	0.885 (1.37)			
% membres 0-9 ans	0.014 (2.85)***	0.090 (1.87)*	0.124 (1.36)	0.012 (3.23)***	0.103 (1.96)**	0.032 (2.34)**	0.007 (3.68)***	0.093 (2.07)**	0.027 (2.45)**			
% membres 10-15 ans	0.005 (4.51)***	0.035 (3.03)***	0.340 (0.81)	0.005 (4.92)***	0.037 (3.23)***	0.104 (1.84)*	0.005 (4.99)***	0.036 (3.23)***	0.086 (1.95)*			
% membres plus de 60 ans	3.133 (1.25)	0.676 (0.50)	2.740 (0.98)	2.644 (1.08)	0.597 (0.65)	2.589 (0.96)	2.373 (0.99)	0.569 (0.71)	2.397 (0.87)			
ménage nucléaire	0.678 (1.16)	0.715 (1.15)	0.749 (0.79)	0.743 (1.05)	0.861 (0.61)	0.783 (0.83)	0.724 (1.16)	0.835 (0.74)	0.758 (0.94)			
# d'actifs possédés par ménage	1.784 (5.48)***	1.368 (2.86)***	1.437 (2.95)***	1.706 (5.29)***	1.331 (2.72)***	1.350 (2.45)**	1.748 (5.59)***	1.322 (2.65)***	1.346 (2.40)**			
propriétaire sans titre	1.141 (0.33)	1.439 (1.05)	0.608 (1.02)	1.108 (0.26)	1.436 (1.09)	0.610 (1.11)	1.000 (0.00)	1.388 (1.00)	0.625 (1.06)			
locataire & autres	1.077 (0.27)	1.254 (0.87)	1.065 (0.20)	1.085 (0.30)	1.207 (0.72)	1.062 (0.20)	1.139 (0.49)	1.228 (0.80)	1.112 (0.35)			

robinet intérieur	1.668 (1.46)	1.410 (0.96)	0.791 (0.51)	1.662 (1.47)	1.389 (0.94)	0.808 (0.47)	1.644 (1.47)	1.487 (1.18)	0.925 (0.18)	
éclairage électricité	2.097 (1.69)*	2.250 (2.49)**	1.630 (1.32)	1.955 (1.58)	2.207 (2.50)**	1.671 (1.41)	1.910 (1.59)	2.279 (2.60)***	1.759 (1.58)	
wc a l'intérieur logement	1.079 (0.16)	0.826 (0.41)	0.666 (0.62)	1.210 (0.43)	0.970 (0.07)	0.746 (0.46)	1.356 (0.69)	0.970 (0.07)	0.785 (0.38)	
actifs occupés s. formel/PET tot	0.092 (4.31)***	0.405 (1.44)	0.382 (1.36)	0.100 (4.24)***	0.458 (1.27)	0.410 (1.23)	0.092 (4.43)***	0.444 (1.32)	0.398 (1.30)	
actifs occupés s. informel/PET tot	0.011 (6.23)***	0.175 (2.43)**	0.215 (1.71)*	0.018 (6.14)***	0.226 (2.17)**	0.222 (1.76)*	0.021 (5.92)***	0.244 (2.10)**	0.215 (1.84)*	
chômeurs & inactifs/PET tot	0.018 (2.83)***	0.277 (1.02)	0.029 (2.47)**	0.019 (2.93)***	0.368 (0.84)	0.015 (2.94)***	0.009 (3.54)***	0.354 (0.88)	0.015 (3.04)***	
proportion d'actifs occupés dans ménage	31.641 (2.12)**	2.817 (0.73)	6.284 (1.21)	17.798 (1.87)*	1.641 (0.39)	1.411 (0.24)	6.861 (1.28)	1.374 (0.25)	1.176 (0.11)	
capital humain du ménage	50.997 (2.79)***	4.088 (1.13)	14.914 (1.60)	43.930 (2.75)***	5.182 (1.39)	9.013 (1.34)	36.514 (2.63)***	6.308 (1.57)	12.597 (1.55)	
Variables de chocs 1997/98										
départ du chef	0.746 (0.37)	2.176 (1.27)	0.251 (1.60)							
départ du conjoint	0.288 (1.16)	0.168 (1.34)	0.225 (1.41)							
# départ d'enfants	1.487 (0.99)	0.963 (0.09)	0.998 (0.00)							
# départ d'autres membres	0.881 (0.28)	0.730 (0.72)	1.372 (0.70)							
chef occupé 97- inactif/chômeur 98	0.420 (1.38)	0.517 (1.17)	0.055 (2.45)**							
chef inactif/chômeur 97 - occupé 98	0.411 (1.36)	1.028 (0.04)	0.879 (0.20)							
dif proportion informels dans ménage	2.103 (1.90)*	1.231 (0.71)	0.885 (0.31)							
dif proportion d'actifs ménage	0.440 (1.18)	0.332 (1.82)*	0.359 (1.48)							
dif. taille ménage	0.969 (0.19)	1.064 (0.41)	0.755 (1.19)							
arrivée chef	1.001 (0.00)	0.000 (58.27)***	3.695 (1.36)							
arrivée conjoint	0.561 (0.74)	0.581 (0.68)	0.461 (0.57)							
# arrivée d'enfants	1.032 (0.07)	1.037 (0.09)	1.927 (1.48)							
# arrivée d'autres membres 97/98	0.820 (0.42)	0.461 (1.62)	1.588 (0.86)							
Observations	1.214	1.214	1.214	1.214	1.214	1.214	1.214	1.214	1.214	1.214

Robust z statistics in parentheses

Significant at 10 %; ** significant at 5 %; *** significant at 1 %

Catégorie de référence : pauvres permanents

Modalités de référence:

Chef femme, chef avec éducation supérieure, chef en couple, chef dans secteur public, chef dans secteur services, chefs sans occupation secondaire, % de membre entre 16-60 ans, ménage étendu, propriétaire avec titre du logement, sans robinet intérieur, sans éclairage électrique, sans wc à l'intérieur du logement, actifs occupés secteur public/PET, pas de départ du chef, pas de départ du conjoint, sans changement dans statut d'occupation.

Multinomial regression	Reg1	Reg2	Reg3	Reg4
Wald chi2(135)	38.120	425	421	245
Prob > chi2	0	0	0	0
Pseudo R2	0.353	0.333	0.327	0.155
Log likelihood	-829	-854	-861	-1.081

Transitions prédites par le modèle						
Transitions observés	Jamais pauvres	Sortie	Entrée	Pauvres chroniques	Non classés	Total
jamais pauvres	60.7	0.0	0.0	10.9	28.4	100
sortie	14.5	2.9	0.0	55.1	27.5	100
entree	17.2	1.1	3.2	40.9	37.6	100
pauvres chroniques	1.2	0.5	0.0	88.6	9.7	100
Total	15.2	0.7	0.3	66.5	17.4	100

Test de combinaison des catégories- Madagascar

Catégories testées	Régression n°1	Régression n°2	Régression n°3	Régression n°4
jamais pauvre -sortie	1849***	101***	94***	49***
jamais pauvre -entrée	106***	92***	88***	43***
jamais pauvre -pauvre permanent	331***	285***	290***	207***
sortie- entrée	2.397***	43*	41*	17
sortie-pauvre permanent	10.543***	130***	129***	64***
entrée- pauvre permanent	160***	130***	129***	65***

Significant at 10 %; ** significant at 5 %; *** significant at 1 %

Test de combinaison des catégories- Pérou

Catégories testées	Régression n°1	Régression n°2	Régression n°3	Régression n°4
jamais pauvre -sortie	242***	222***	224***	100***
jamais pauvre -entrée	151***	142***	147***	89***
jamais pauvre -pauvre permanent	333***	326***	343***	225***
sortie- entrée	92***	88***	79***	33***
sortie-pauvre permanent	111***	94***	90***	48***
entrée- pauvre permanent	143***	127***	125***	47***

Significant at 10 %; ** significant at 5 %; *** significant at 1 %

Trois modalités de transition

Madagascar	Régression (1)		Régression (2)		Régression (3)		Régression (4)	
	Jamais pauvre	Pauvre transitoire	Jamais pauvre	Pauvre transitoire	Jamais pauvre	Pauvre transitoire	Jamais pauvre	Pauvre transitoire
Caractéristiques du chef								
age du chef	1.003 (0.04)	1.032 (0.50)	1.022 (0.27)	1.015 (0.25)	1.330 (5.09)***	1.164 (3.01)***	1.359 (5.55)***	1.191 (3.50)***
sexe du chef	2.775 (2.28)**	2.731 (2.86)***	2.603 (2.31)**	2.404 (2.70)***	2.022 (2.10)**	2.046 (2.35)**	1.838 (1.83)*	1.964 (2.24)**
chef avec éducation primaire/ sans scolarité	1.889 (0.74)	1.720 (0.80)	2.158 (0.91)	1.555 (0.66)	1.313 (0.40)	1.330 (0.47)	0.979 (0.03)	1.154 (0.24)
chef avec éducation secondaire	1.425 (0.68)	1.265 (0.54)	1.640 (0.98)	1.308 (0.63)	1.097 (0.24)	1.089 (0.22)	0.864 (0.38)	0.912 (0.25)
chef en union libre	0.162 (2.01)**	1.178 (0.39)	0.130 (2.29)**	1.041 (0.10)	0.234 (1.89)*	1.101 (0.27)	0.278 (1.68)*	1.248 (0.63)
chef pas en couple	1.631 (1.10)	1.756 (1.61)	1.427 (0.87)	1.643 (1.55)	3.320 (3.83)***	2.197 (2.76)***	3.283 (3.85)***	2.327 (3.00)***
années d'expérience du chef	0.980 (0.24)	0.970 (0.48)	0.966 (0.44)	0.988 (0.20)	0.777 (4.63)***	0.874 (2.75)***	0.764 (5.03)***	0.853 (3.26)***
chef non cadre/ouvrier	0.215 (4.02)***	0.509 (2.13)**	0.217 (4.10)***	0.484 (2.33)**	0.296 (4.51)***	0.497 (2.57)**	0.300 (4.57)***	0.519 (2.45)**
chef indépendant	0.232 (3.55)***	0.445 (2.57)**	0.206 (3.94)***	0.425 (2.76)***	0.154 (6.15)***	0.352 (3.72)***	0.138 (6.63)***	0.344 (3.84)***
chef chômeur /inactif	0.518 (1.16)	1.093 (0.19)	0.403 (1.87)*	0.678 (0.99)	0.197 (4.72)***	0.569 (1.75)*	0.194 (4.97)***	0.650 (1.37)
chef en secteur primaire	0.145 (2.08)**	0.726 (0.69)	0.157 (2.03)**	0.765 (0.59)	0.353 (1.34)	0.902 (0.25)	0.239 (1.84)*	0.785 (0.60)
chef en industrie	1.050 (0.16)	0.836 (0.80)	1.046 (0.15)	0.846 (0.75)	1.014 (0.06)	0.819 (0.98)	0.886 (0.54)	0.777 (1.25)
chef avec occupation secondaire	0.811 (0.51)	1.355 (1.08)	0.865 (0.36)	1.395 (1.21)	0.836 (0.58)	1.195 (0.72)	0.828 (0.62)	1.136 (0.52)
Variable du quartier 1998								
revenus moyens du quartier	1.007 (2.55)**	1.000 (0.18)	1.008 (2.72)***	1.001 (0.36)	1.007 (3.33)***	1.001 (0.27)		
capital humain du quartier	1.129 (1.13)	1.154 (1.83)*	1.125 (1.13)	1.145 (1.76)*	1.188 (2.16)**	1.178 (2.39)**		
proportion d'informels quartier	16.856 (2.20)**	2.187 (0.86)	16.163 (2.21)**	2.052 (0.81)	1.858 (0.65)	0.982 (0.02)		
Caractéristiques du ménage 1998								
taille du ménage	0.818 (2.10)**	0.915 (1.43)	0.803 (2.78)***	0.896 (2.09)**				
% membres 0-9 ans	0.014 (2.72)***	0.078 (2.41)**	0.013 (2.99)***	0.061 (2.86)***				
% membres 10-15 ans	0.005 (4.18)***	0.067 (2.98)***	0.005 (4.42)***	0.054 (3.47)***				
% membres plus de 60 ans	3.069 (1.32)	1.195 (0.27)	2.548 (1.12)	1.071 (0.10)				
ménage nucléaire	0.678 (1.14)	0.719 (1.34)	0.749 (1.00)	0.843 (0.80)				
# d'actifs possédés par ménage	1.771 (5.98)***	1.377 (3.80)***	1.703 (5.79)***	1.337 (3.54)***				
propriétaire sans titre	1.186 (0.41)	1.080 (0.26)	1.125 (0.28)	1.046 (0.16)				
locataire & autres	1.091	1.172	1.082	1.135				

	(0.31)	(0.76)	(0.28)	(0.61)				
robinet intérieur	1.691	1.154	1.715	1.150				
	(1.46)	(0.47)	(1.53)	(0.47)				
éclairage électricité	2.119	2.044	1.953	2.000				
	(1.80)*	(2.81)***	(1.65)*	(2.76)***				
wc a l'intérieur logement	1.099	0.778	1.233	0.891				
	(0.21)	(0.60)	(0.47)	(0.28)				
actifs occupés s. formel/PET tot	0.094	0.425	0.100	0.454				
	(3.89)***	(1.58)	(3.89)***	(1.48)				
actifs occupés s. informel/PET tot	0.011	0.199	0.018	0.229				
	(5.93)***	(2.61)***	(5.73)***	(2.49)**				
chômeurs & inactifs/PET tot	0.020	0.102	0.022	0.101				
	(2.67)***	(2.16)**	(2.71)***	(2.24)**				
proportion d'actifs occupés dans ménage	34.241	3.003	19.325	1.278				
	(2.16)**	(0.97)	(1.91)*	(0.23)				
capital humain du ménage	46.578	6.632	42.208	6.455				
	(2.63)***	(1.79)*	(2.67)***	(1.82)*				
Variables de chocs 1997/98								
départ du chef	0.733	1.200						
	(0.40)	(0.35)						
départ du conjoint	0.312	0.219						
	(1.17)	(1.62)						
# départ d'enfants	1.454	1.001						
	(0.81)	(0.00)						
# départ d'autres membres	0.852	1.033						
	(0.34)	(0.10)						
chef occupe 97- inactif/chômeur 98	0.404	0.325						
	(1.37)	(2.32)**						
chef inactif/chômeur 97 - occupe 98	0.411	0.963						
	(1.34)	(0.08)						
dif proportion informels dans ménage	2.140	1.120						
	(1.93)*	(0.41)						
dif proportion d'actifs ménage	0.412	0.316						
	(1.35)	(2.27)**						
dif. taille ménage	0.981	0.967						
	(0.11)	(0.26)						
arrivée chef	0.928	0.582						
	(0.05)	(0.56)						
arrivée conjoint	0.579	0.492						
	(0.49)	(0.90)						
# arrivée d'enfants	1.006	1.291						
	(0.01)	(0.76)						
# arrivée d'autres membres 97/98	0.812	0.688						
	(0.40)	(0.95)						
Observations	1.214	1.214	1.214	1.214	1.214	1.214	1.214	1.214

Robust z statistics in parentheses

Significant at 10 %; ** significant at 5 %; *** significant at 1 %

Catégorie de référence : pauvres permanents

Modalités de référence:

Chef femme, chef avec éducation supérieure, chef en couple, chef dans secteur public, chef dans secteur services, chefs sans occupation secondaire, % de membre entre 16-60 ans, ménage étendu, propriétaire avec titre du logement, sans robinet intérieur, sans éclairage électrique, sans wc à l'intérieur du logement, actifs occupés secteur public/PET, pas de départ du chef, pas de départ du conjoint, sans changement dans statut d'occupation.

Multinomial regression	Reg1	Reg2	Reg3	Reg4
Wald chi2(135)	829	803	421	380
Prob > chi2	0	0	0	0
Pseudo R2	0.3687	0.357	0.187	0.169
Log likelihood	-710	-723	-914	-934

Test de combinaison des catégories- Madagascar

Catégories testées	Régression n°1	Régression n°2	Régression n°3	Régression n°4
jamais pauvre -pauvre transitoire	113***	110***	66***	59***
jamais pauvre -pauvre permanent	263***	264***	235***	220***
pauvre transitoire -pauvre permanent	174***	167***	105***	95***

Significant at 10 %; ** significant at 5 %; *** significant at 1 %

Trois modalités de transition

Pérou	Régression (1)		Régression (2)		Régression (3)		Régression (4)	
	Jamais pauvre	Pauvre transitoire	Jamais pauvre	Pauvre transitoire	Jamais pauvre	Pauvre transitoire	Jamais pauvre	Pauvre transitoire
Caractéristiques du chef								
age du chef	1.189 (2.82)***	1.170 (2.64)***	1.184 (2.79)***	1.173 (2.72)***	1.294 (5.29)***	1.191 (3.46)***	1.391 (7.23)***	1.205 (3.87)***
sexe du chef	0.828 (0.49)	1.150 (0.36)	0.775 (0.69)	0.995 (0.01)	1.123 (0.37)	1.190 (0.52)	1.052 (0.17)	1.153 (0.43)
chef avec éducation primaire/ sans scolarité	2.926 (1.68)*	3.012 (1.76)*	2.785 (1.62)	2.981 (1.77)*	1.717 (0.98)	2.697 (1.71)*	1.541 (0.83)	2.536 (1.63)
chef avec éducation secondaire	1.490 (1.01)	1.631 (1.22)	1.421 (0.91)	1.603 (1.19)	0.914 (0.26)	1.347 (0.80)	0.792 (0.72)	1.241 (0.59)
chef en union libre	1.141 (0.57)	0.971 (0.13)	1.117 (0.49)	0.940 (0.28)	0.880 (0.65)	0.832 (0.89)	0.833 (0.95)	0.820 (0.96)
chef pas en couple	0.773 (0.68)	1.035 (0.09)	0.879 (0.35)	1.010 (0.03)	1.523 (1.41)	1.038 (0.12)	1.951 (2.35)**	1.094 (0.29)
années d'expérience du chef	0.862 (2.45)**	0.870 (2.39)**	0.863 (2.47)**	0.866 (2.50)**	0.812 (4.37)***	0.864 (2.97)***	0.763 (6.05)***	0.855 (3.31)***
chef non cadre/ouvrier	0.771 (0.72)	0.738 (0.82)	0.782 (0.70)	0.763 (0.74)	0.605 (1.58)	0.798 (0.65)	0.604 (1.62)	0.831 (0.53)
chef indépendant	0.367 (2.95)***	0.652 (1.22)	0.375 (2.94)***	0.661 (1.20)	0.288 (4.19)***	0.658 (1.29)	0.239 (5.01)***	0.600 (1.61)
chef chômeur /inactif	0.398 (1.89)*	0.617 (0.98)	0.443 (1.99)**	0.848 (0.40)	0.213 (4.51)***	0.636 (1.22)	0.189 (5.01)***	0.615 (1.33)
chef en secteur primaire	0.625 (1.76)*	0.535 (2.38)**	0.607 (1.89)*	0.538 (2.39)**	0.502 (3.00)***	0.540 (2.53)**	0.389 (4.33)***	0.496 (2.94)***
chef en industrie	1.093 (0.33)	1.394 (1.26)	1.050 (0.18)	1.417 (1.33)	0.965 (0.15)	1.376 (1.30)	0.937 (0.28)	1.395 (1.37)
chef avec occupation secondaire	1.646 (1.55)	1.577 (1.46)	1.643 (1.56)	1.581 (1.48)	1.504 (1.47)	1.477 (1.34)	1.392 (1.22)	1.436 (1.25)
Variable du quartier 1998								
revenus moyens du quartier	1.013 (3.77)***	1.005 (1.51)	1.013 (3.84)***	1.005 (1.46)	1.024 (7.07)***	1.012 (3.26)***		
capital humain du quartier	0.436 (0.76)	0.364 (0.94)	0.380 (0.90)	0.371 (0.94)	1.225 (0.24)	0.451 (0.92)		
proportion d'informels quartier	0.614 (0.96)	0.532 (1.25)	0.592 (1.06)	0.517 (1.33)	0.377 (2.43)**	0.461 (1.82)*		
Caractéristiques du ménage 1998								
taille du ménage	0.699 (5.63)***	0.907 (1.69)*	0.736 (5.25)***	0.936 (1.26)				
% membres 0-9 ans	0.028 (3.93)***	0.100 (2.57)**	0.039 (3.69)***	0.118 (2.47)**				
% membres 10-15 ans	0.053 (3.68)***	0.193 (2.11)**	0.076 (3.35)***	0.247 (1.86)*				
% membres plus de 60 ans	0.800 (0.33)	0.299 (1.73)*	1.052 (0.08)	0.368 (1.47)				
ménage nucléaire	0.660 (1.79)*	1.041 (0.18)	0.608 (2.28)**	0.972 (0.13)				
# d'actifs possédés par ménage	1.322 (5.07)***	1.098 (1.72)*	1.319 (5.13)***	1.084 (1.51)				
propriétaire sans titre	0.905 (0.27)	1.247 (0.66)	0.869 (0.39)	1.124 (0.35)				

locataire & autres	0.640 (1.89)*	0.631 (1.94)*	0.616 (2.09)**	0.585 (2.28)**				
robinet intérieur	1.123 (0.50)	1.083 (0.36)	1.118 (0.48)	1.075 (0.33)				
éclairage électricité	2.136 (2.40)**	1.360 (1.14)	1.973 (2.20)**	1.252 (0.85)				
wc a l'intérieur logement	1.856 (2.68)***	1.464 (1.70)*	1.833 (2.67)***	1.478 (1.78)*				
actifs occupés s. formel/PET tot	0.049 (2.89)***	0.735 (0.28)	0.048 (2.91)***	0.704 (0.31)				
actifs occupés s. informel/PET tot	0.017 (3.72)***	0.319 (0.98)	0.016 (3.86)***	0.269 (1.15)				
chômeurs & inactifs/PET tot	0.009 (3.69)***	0.415 (0.66)	0.010 (3.69)***	0.359 (0.79)				
proportion d'actifs occupés dans ménage	2.509 (0.80)	2.473 (0.80)	5.120 (1.52)	5.197 (1.56)				
capital humain du ménage	6.482 (2.16)**	0.691 (0.44)	6.456 (2.19)**	0.726 (0.38)				
Variables de chocs 1997/98								
départ du chef	0.712 (0.45)	0.283 (1.58)						
départ du conjoint	2.435 (1.57)	1.124 (0.20)						
# départ d'enfants	1.012 (0.06)	0.856 (0.81)						
# départ d'autres membres	1.071 (0.45)	0.923 (0.56)						
chef occupe 97- inactif/chômeur 98	0.872 (0.32)	1.539 (1.04)						
chef inactif/chômeur 97 - occupe 98	0.902 (0.27)	1.238 (0.59)						
dif proportion informels dans ménage	0.834 (0.81)	0.683 (1.73)*						
dif proportion d'actifs ménage	2.165 (1.61)	3.331 (2.46)**						
dif. taille ménage	0.987 (0.09)	1.095 (0.65)						
arrivée conjoint	0.833 (0.19)	3.626 (1.45)						
# arrivée d'enfants	0.936 (0.26)	0.810 (0.85)						
# arrivée d'autres membres 97/98	1.420 (1.87)*	1.079 (0.42)						
Observations	1.711	1.711	1.711	1.711	1.711	1.711	1.712	1.712

Robust z statistics in parentheses

Significant at 10 %; ** significant at 5 %; *** significant at 1 %

Catégorie de référence : pauvres permanents

Modalités de référence:

Chef femme, chef avec éducation supérieure, chef en couple, chef dans secteur public, chef dans secteur services, chefs sans occupation secondaire, % de membre entre 16-60 ans, ménage étendu, propriétaire avec titre du logement, sans robinet intérieur, sans éclairage électrique, sans wc à l'intérieur du logement, actifs occupés secteur public/PET, pas de départ du chef, pas de départ du conjoint, sans changement dans statut d'occupation.

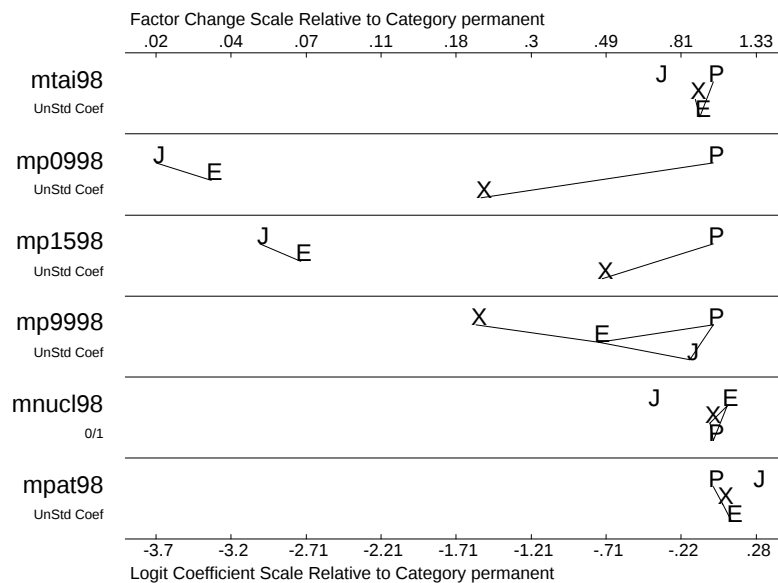
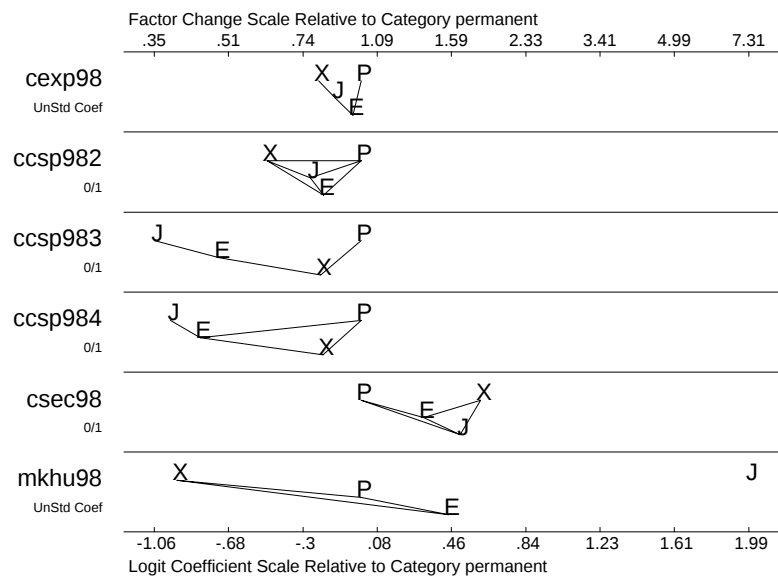
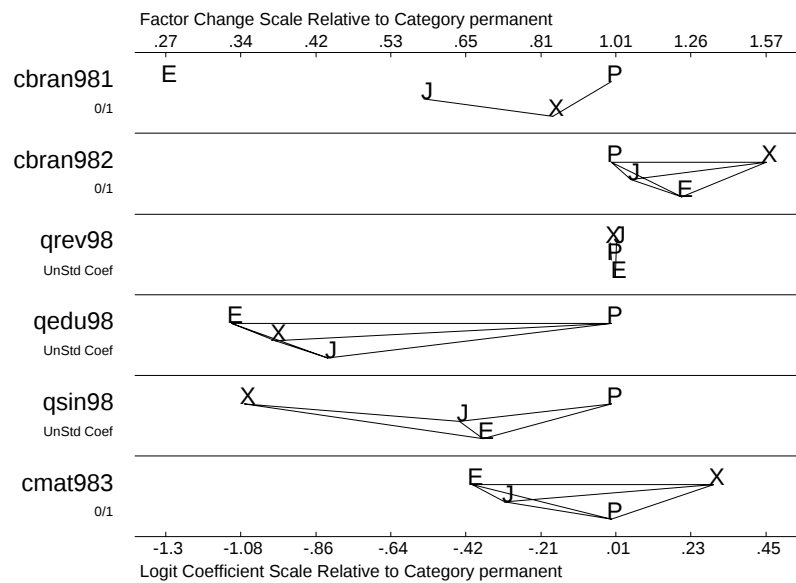
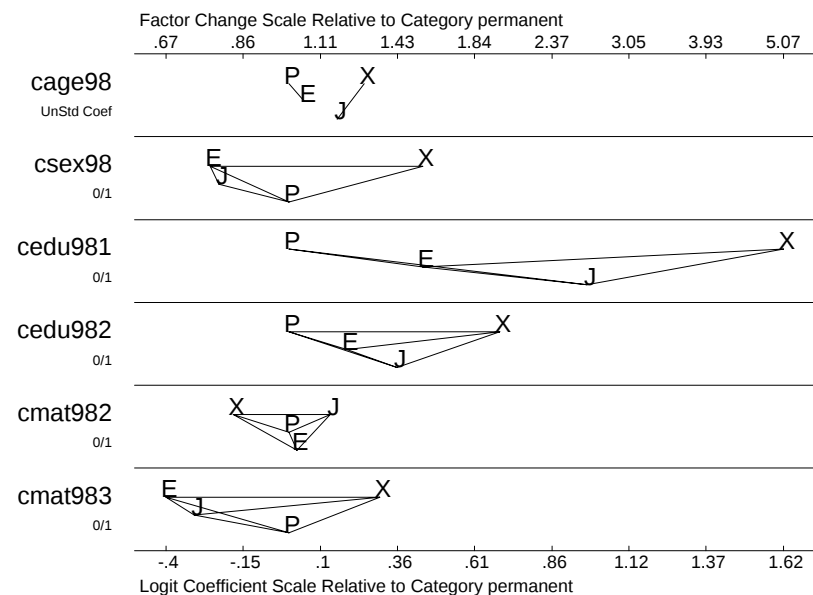
Multinomial regression	Reg1	Reg2	Reg3	Reg4
Wald chi2(135)	915	882	541	388
Prob > chi2	0	0	0	0
Pseudo R2	0.289	0.278	0.171	0.123
Log likelihood	-1.127	-1.144	-1.314	-1.391

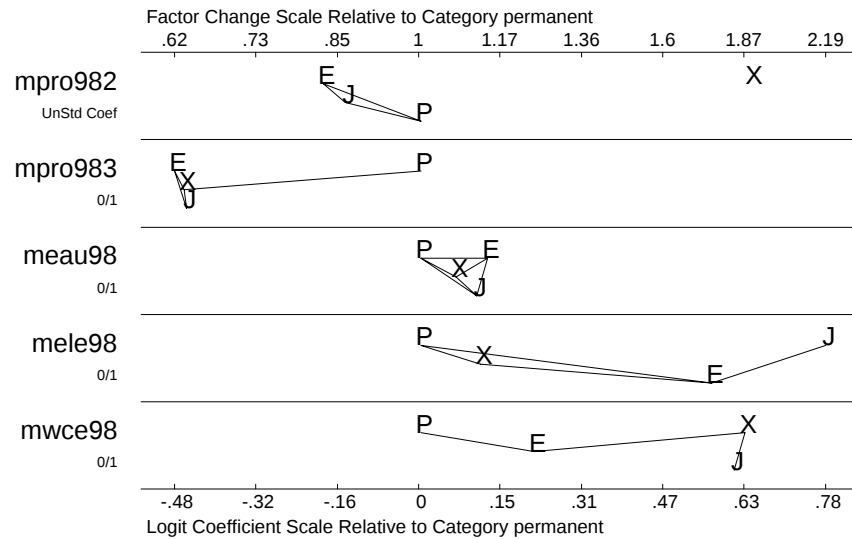
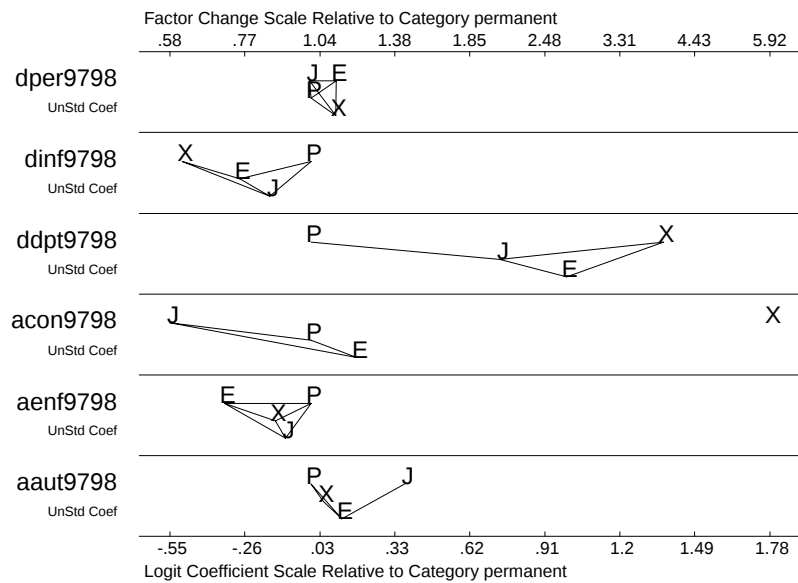
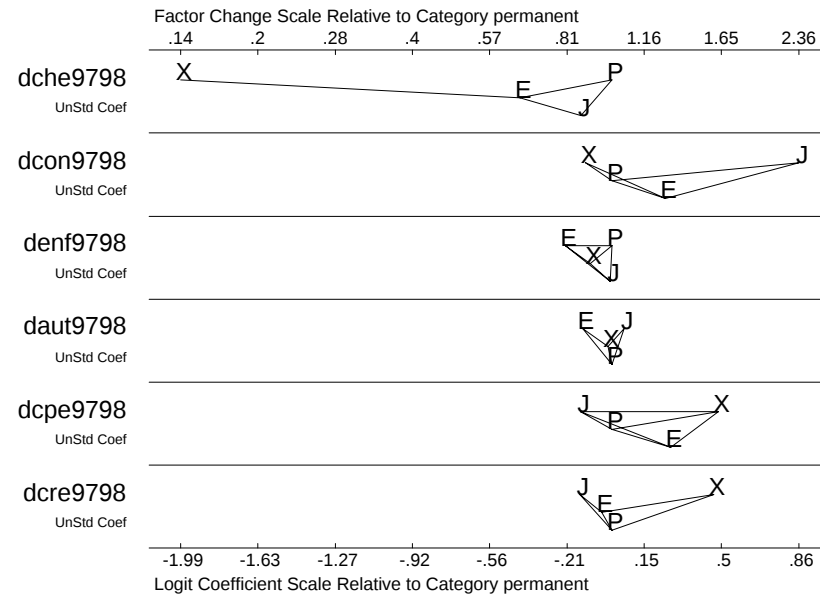
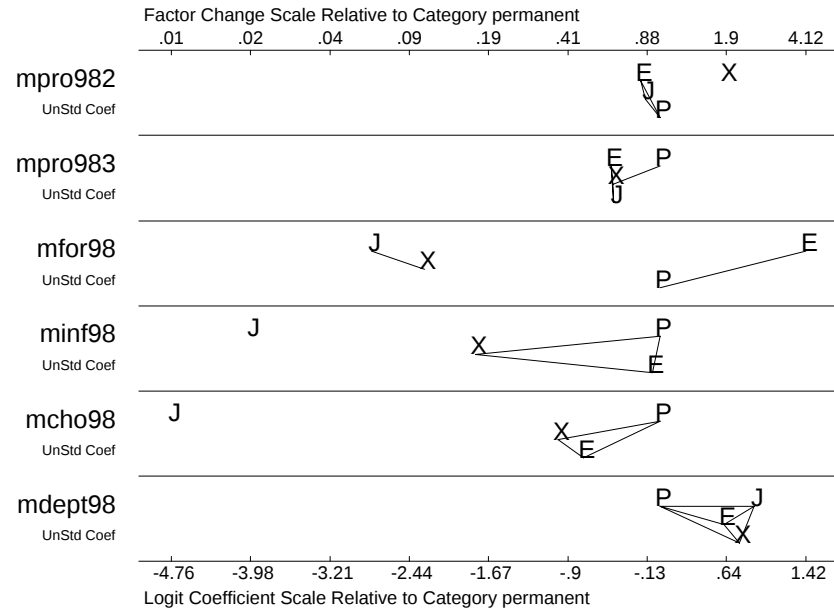
Test de combinaison des catégories- Pérou

Catégories testées	régression n°1	régression n°2	régression n°3	régression n°4
jamais pauvre -pauvre transitoire	257***	247***	154***	135***
jamais pauvre -pauvre permanent	335***	331***	226***	207***
pauvre transitoire -pauvre permanent	120***	112***	69***	54***

Significant at 10 %; ** significant at 5 %; *** significant at 1 %

Pérou (régression n°1)





Madagascar (Reg n°1)

