

Evolution de la pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire: Une analyse sur 15 ans d'enquêtes ménages

Michael GRIMM

Charlotte GUENARD

Sandrine MESPLE-SOMPS

**EVOLUTION DE LA PAUVRETE URBAINE EN COTE D'IVOIRE :
UNE ANALYSE SUR 15 ANS D'ENQUETE MENAGES 1**

Michael Grimm

Charlotte Guénard

Sandrine Mesplé-Somps

(DIAL – UR CIPRE de l'IRD)

grimm@dial.prd.fr

Document de travail DIAL / Unité de Recherche CIPRE
2001

RESUME

L'objet de ce travail est d'étudier l'évolution de la pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire depuis les années 1980. On s'attache à rendre compte de plusieurs dimensions de la pauvreté, à vérifier, par des techniques de la dominance, la robustesse des tendances observées et à estimer de manière économétrique les déterminants des différentes formes de pauvreté. On montre que la pauvreté de conditions d'existence peut adopter une dynamique différente de celle de la pauvreté monétaire. Sans équivoque, la pauvreté monétaire, après avoir véritablement explosé entre 1985 et 1993, a sensiblement augmenté dans les centres urbains ivoiriens malgré le retour de la croissance qui a suivi la dévaluation du Franc CFA. Une approche examinant les conditions d'existence et les capacités des ménages montre, sur la période de croissance, une tendance inverse. Bien que certains indicateurs de capacités des ménages tels que le niveau d'éducation aient connu des tendances de long terme positives, ils n'ont pu constituer un levier suffisant d'amélioration du niveau de vie monétaire.

ABSTRACT

This article investigates the evolution of urban poverty in its various dimensions in Côte d'Ivoire since the 1980s. The robustness of the results is checked using dominance criteria. An econometric analysis of poverty complements the analysis. The study shows that the dynamic of poverty in terms of existence conditions can significantly differ from that of monetary poverty. As was the case in the 1980s, monetary poverty increased strongly in the 1990s in spite of a return to sustained growth following the devaluation of the CFA Franc. Poverty in terms of existence conditions rose less before the adjustment and even decreased afterwards.

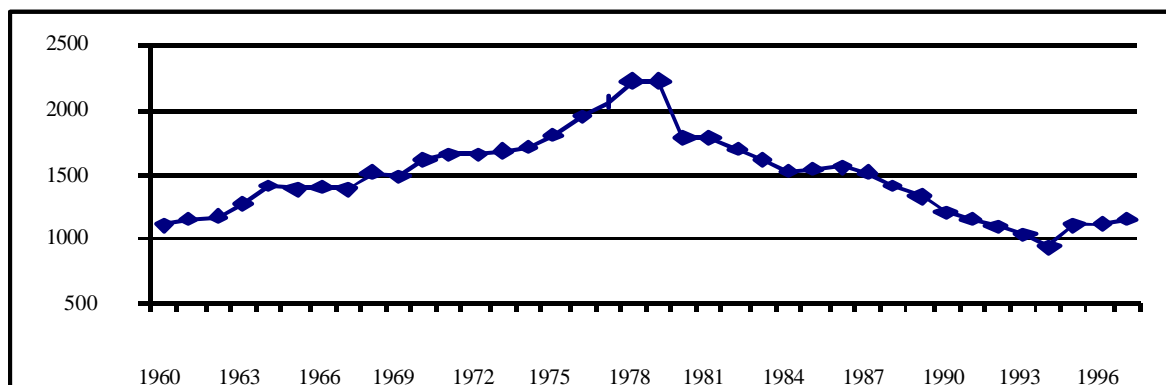
¹ Nous tenons à remercier l'Institut National de la Statistique en Côte d'Ivoire et M. Simonpiétri de la Banque Mondiale de nous avoir permis de réaliser cette étude et de nous avoir fourni les enquêtes. Que David Rosas, pour ses premiers traitements des enquêtes 1985 et 1988, et Denis Cogneau, Javier Herrera, Mireille Razafindrakoto, François Roubaud et Constance Torelli, pour leurs nombreux et précieux conseils, soient aussi tous remerciés. Les auteurs restent toutefois seuls responsables des erreurs ou insuffisances que cet article pourrait receler.

INTRODUCTION

L'objet de ce travail est d'étudier l'évolution de la pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire depuis les années 1980. On s'attache à rendre compte de plusieurs dimensions de la pauvreté, à vérifier, par des techniques de la dominance, la robustesse des tendances observées et à estimer de manière économétrique les déterminants des différentes formes de pauvreté. On montre que la pauvreté de conditions d'existence peut adopter une dynamique différente de celle de la pauvreté monétaire. Comme dans les années 1980, la pauvreté monétaire, a sensiblement augmenté dans les années 1990 dans les centres urbains ivoiriens malgré le retour de la croissance qui a suivi la dévaluation du Franc CFA au début de l'année 1994. Une approche examinant la pauvreté en termes de conditions d'existence montre qu'elle a crû moins rapidement avant l'ajustement et même décrû par la suite. Bien que certains indicateurs de capacités des ménages tels que le niveau d'éducation aient connu des tendances de long terme positives, ils n'ont pu constituer un levier suffisant d'amélioration du niveau de vie.

La Côte d'Ivoire a connu des phases très contrastées de croissance économique durant les dernières décennies, ce qui explique pourquoi, après être parvenu au rang de pays à revenu intermédiaire durant les années 1970, le pays a dorénavant le statut de pays pauvre et très endetté (PPTE).

Figure n°1 : PIB par tête en \$ internationaux en parité de pouvoir d'achat



Source : Penn World Tables

Après la phase de décolonisation et de boom des cours du café et du cacao, donnant lieu à une croissance économique soutenue ainsi qu'à des investissements importants en infrastructures publiques et sociales, le pays a connu une longue période de chute du PIB par tête de 1978 à 1993 (cf. Figure n°1). Le retournement des cours du café et du cacao mais aussi des politiques de dépenses publiques peu efficaces et financées par un endettement extérieur onéreux ont

précipité le pays dans une grave crise économique. Le pays a tenté alors, tout au long des années 1980, de rétablir les équilibres externe et interne essentiellement par la mise en place de plans de stabilisation réelle prônés par les institutions internationales. Cette période a été aussi celle où plusieurs réformes structurelles ont été amorcées (privatisation, libéralisation de l'économie, réformes douanières,...) (Berthélemy et Bourguignon, 1996). A partir de 1994, suite à la dévaluation du Franc CFA, aux productions record de produits de rente, à un apport massif d'aide internationale, et à l'accélération des réformes, on a assisté à un retour de la croissance. Toutefois, comme l'évolution actuelle le montre, il apparaît que cette croissance est restée fragile à plus d'un égard (Cogneau, Mesplé-Somps, 2001). Ainsi, l'économie ivoirienne est toujours très fortement dépendante des évolutions des cours mondiaux des matières premières et ses indicateurs de développement sociaux sont toujours d'un niveau très insuffisant (World Bank, 2000b.)

Pendant des années, les autorités ivoiriennes se sont préoccupées principalement des questions de croissance et de réformes structurelles, considérant les problèmes de répartition des revenus et de pauvreté comme secondaires. C'est à travers le débat sur les effets de la dévaluation et la diffusion des fruits de la croissance retrouvée qu'a été mise en avant l'analyse de la pauvreté². Plus particulièrement, il apparaît dorénavant que la pauvreté n'est plus considérée comme étant «seulement» un phénomène rural mais de plus en plus un problème urbain. En effet, durant les dernières années, la progression de la pauvreté en milieu urbain a été plus rapide que dans les campagnes. Par exemple, Grootaert (1994) a mis en évidence une multiplication par 4 de la pauvreté à Abidjan, et par 2 dans les autres villes ivoiriennes entre 1985 et 1988, alors que la pauvreté au niveau national a «seulement» augmenté d'un facteur de 1,5. Jones et Ye (1997) ont montré qu'au début des années 1990, la pauvreté urbaine a augmenté plus rapidement que la pauvreté rurale et qu'elle n'a pas diminué dans l'année qui a suivi la dévaluation. D'autres études utilisant des modèles d'équilibre général calculables pour évaluer l'impact à court et moyen terme de la dévaluation du Franc CFA en Côte d'Ivoire (Bourguignon, de Melo et Suwa-Eisenmann, 1995 ; Calipel et Guillaumont-Jeanneney, 1996 ; Cogneau et Collange, 1998) prédisent une réduction du chômage d'au moins 2 points en milieu urbain ivoirien, mais une forte régression des revenus réels urbains. Ils mettent également en évidence une forte redistribution régionale en faveur du secteur rural. En utilisant l'enquête sur les ménages la plus récente, Grimm (2001) a

² Mais aussi les accords de réduction de dette PPTE et leurs conditionnalités sur la réduction de la pauvreté.

montré que la pauvreté a fortement augmenté entre 1993 et 1998 à Abidjan, mais fortement chuté en zones rurales. Le phénomène de « l'urbanisation de la pauvreté » n'est pas spécifique au cas Ivoirien. Il existe également des travaux empiriques qui illustrent ce phénomène dans d'autres pays. L'étude de Haddad, Ruel et Garrett (1999), par exemple, examine la pauvreté urbaine et rurale pour 8 pays en développement. Pour 7 d'entre eux, ils trouvent que la proportion de pauvres urbains dans la pauvreté au niveau national a augmenté dans le temps. Moser, Herbert et Makonnen (1993) ont analysé la pauvreté urbaine dans le contexte de l'ajustement structurel. Une de leur principale conclusion tient au fait qu'il existe une association claire entre les distorsions macroéconomiques et le processus d'appauvrissement qui a lieu à présent en zones urbaines. Le phénomène bénéficie également d'un intérêt croissant dans la littérature théorique, comme le montre un article récent de Ravallion (2001). Tous ces aspects justifient de consacrer une analyse relativement détaillée du problème de la pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire en étudiant son évolution et ses déterminants entre 1985 et 1998 dans ses différentes dimensions.

Jusqu'à présent, aucune étude sur une si longue période n'a été menée, les travaux s'étant concentrés soit sur les années 1980 (Glewwe, 1991 ; Grootaert et Kanbur, 1995 ; Grootaert, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997 ; Kakwani, 1993 ; Grootaert, Kanbur et Oh, 1995) soit sur le début des années 1990 (Jones et Ye, 1997; World Bank, 1997). Dans une première section, la pauvreté est abordée selon une approche monétaire : le niveau de vie des ménages est appréhendé à travers le niveau de dépenses de consommation, ces dernières étant moins sujettes à des variations intra-annuelles et plus facilement mesurables, notamment pour les ménages non-salariés, que les revenus (Deaton et Zaidi, 1999). On ne peut cependant se contenter d'une approche strictement financière de la pauvreté, dans la mesure où les ressources monétaires ne sont qu'un moyen possible d'atteindre un certain niveau de bien-être : un ménage considéré comme riche d'un point de vue monétaire peut, par exemple, n'avoir pas accès à l'eau ou un niveau éducatif faible pour les membres féminins. Ainsi, le bien-être peut être mesuré par des indicateurs autres que le niveau de consommation. Il est dorénavant reconnu que la pauvreté est un phénomène complexe et multidimensionnel. La définition de la pauvreté comprend les notions de risque, de vulnérabilité, de pénurie de capacités, de carence dans les possibilités d'expression (*voicelessness*) et d'accès au pouvoir (*powerlessness*) (Sen 1985 et 1993, World Bank, 2000a).

Dans une seconde section, les évolutions des conditions d'existence des ménages urbains ivoiriens sont examinées. La confrontation de cette approche avec l'approche monétaire est ensuite menée. Des analyses effectuées dans certains pays développés ou en développement montrent qu'elles peuvent recouper des réalités distinctes³. La prise en compte des multiples facettes de la pauvreté renvoie alors aux questions de ciblage des populations les plus défavorisées comme au choix d'instruments de politiques de lutte contre la pauvreté.

Ce travail est effectué à partir du traitement de 5 enquêtes ménages menées de 1985 à 1998 par l'Institut National de la Statistique de la Côte d'Ivoire avec le soutien de bailleurs de fonds comme la Banque Mondiale : (i) enquêtes de type Living Standard Measurement Survey (LSMS) en 1985 et 1988 sur des échantillons 1600 ménages chacune, (ii) Enquête Prioritaire (EP) en 1992/93 sur 9600 ménages et en 1995 sur 1200 ménages, Enquêtes de Niveaux de Vie (ENV) en 1998 sur 4200 ménages. Toutes les enquêtes sont représentatives au niveau national. Les données utilisées et les ajustements qui ont été effectués sont discutés dans l'Annexe A.

La correspondance entre ces deux approches successives est soulevée dans une troisième section qui comprend également une analyse économétrique révélant les associations entre les caractéristiques socio-démographiques des ménages et les deux formes de pauvreté. La quatrième section replace les évolutions de la pauvreté urbaine dans le contexte de l'évolution globale de l'économie ivoirienne et mène à la conclusion générale de ce travail.

³ A titre d'exemples, voir Lollivier et Verger (1997 et 1999) pour une analyse de données françaises, Klasen (2000) pour une étude en Afrique du Sud, et Razafindrakoto et Roubaud (2000) sur des données malgaches.

SECTION I : Analyse monétaire des niveaux de vie

I-1 Indicateurs FGT de pauvreté

Deux seuils de pauvreté absolue sont utilisés. Le premier seuil de pauvreté est défini à 1 \$US par tête et par jour en parité de pouvoir d'achat de 1985 et le second seuil, plus « généreux », correspond à 2 \$US⁴. Ce choix peut paraître arbitraire ; mais il présente l'avantage de permettre des comparaisons internationales. Par ailleurs, les renseignements collectés dans les enquêtes disponibles ne permettent pas de définir un seuil nutritionnel ou nutritionnel élargi. Les indicateurs FGT de pauvreté⁵ sont calculés sur la base de dépenses monétaires par tête.

Les différents indicateurs de pauvreté monétaire indiquent une progression sans équivoque de la pauvreté absolue en milieu urbain entre 1985 et 1995 (cf. Tableau n° 1). La pauvreté au seuil de 1\$US a commencé à apparaître à Abidjan qu'à partir de 1993 avec un taux de 0.9% pour ensuite concerner 4.6% des ménages abidjanais en 1995. Par contre, l'incidence de la pauvreté à 2 \$US par jour montre que le phénomène surgit dès 1988 (4.3% de ménages pauvres) puis progresse rapidement jusqu'en 1995 (15.2% de ménages pauvres en 1993 puis 29.3% en 1995).

Dans les autres villes, l'incidence de la pauvreté à 1\$US se situait déjà aux alentours de 3.4% des ménages en 1985, puis concernait environ 16% des ménages en 1993, et 14.5% en 1995. Le taux de pauvreté à 2 \$US s'élevait déjà à 12.3% en 1985 et a augmenté fortement dès 1988 (incidence de 25.4%) pour littéralement exploser au milieu des années 1990 : en 1995, 52.4% des ménages urbains en dehors d'Abidjan avaient des dépenses par tête journalières inférieures à 2 \$US.

La profondeur de la pauvreté, qui exprime l'écart moyen des dépenses des pauvres relativement au seuil de pauvreté, révèle que l'accroissement de l'incidence de la pauvreté s'est accompagné d'une dégradation de leur situation moyenne. De même, l'indicateur de

⁴ Les choix méthodologiques opérés pour le calcul du niveau des dépenses comme pour l'actualisation du seuil de pauvreté sont présentés dans DIAL (2000).

⁵ Foster, J., Greer, J. et Thorbecke, E. (1984).

sévérité de la pauvreté qui est une combinaison du taux de pauvreté, du degré moyen de pauvreté et d'une mesure d'inégalité parmi les pauvres, n'a cessé de croître jusqu'en 1995.

Avec l'amorce de la reprise économique en 1995, année qui se caractérise par les plus forts taux de pauvreté, l'incidence de la pauvreté à 1 \$US et 2 \$US commence à décroître, tant à Abidjan que dans les autres villes. Les niveaux redescendent respectivement à 5.9% et 31.1% en 1998 au seuil de 2 \$US. A Abidjan, l'incidence de pauvreté à 1 \$US redescend de 4.6% à 1.2% et dans les autres villes de 14.5% à 10.0%. Le poids des ménages résidant dans la capitale dans la pauvreté urbaine globale baisse alors de 41% en 1995 à 28% en 1998. Cependant, le taux de pauvreté de 1998 à Abidjan n'a pas baissé sous son niveau de 1993, contrairement à ce que l'on observe dans les autres villes.

Tableau n° 1 : Evolution des indicateurs FGT de pauvreté monétaire en milieu urbain en Côte d'Ivoire (en % des ménages)

Région/Indicateur	Ligne de pauvreté à 1\$ US par jour					Ligne de pauvreté à 2\$ US par jour				
	1985	1988	1992/93	1995	1998	1985	1988	1992/93	1995	1998
Abidjan										
Incidence de la pauvreté (P0)	0.3	0.0	0.9	4.6	1.2	1.0	4.3	15.2	29.3	18.8
<i>Intervalle de confiance</i>	[0.0 – 0.8]		[0.5 – 1.4]	[1.5 – 7.7]	[0.4 – 1.9]	[0.0 – 2.4]	[1.6 – 6.9]	[12.7 – 17.7]	[20.1 – 38.5]	[14.2 – 23.5]
Profondeur de la pauvreté (P1)	0.0	0.0	0.1	1.1	0.2	0.2	0.3	3.1	8.6	4.3
Sévérité de la pauvreté (P2)	0.0	0.0	0.02	0.3	0.05	0.0	0.0	1.0	3.8	1.5
Autres villes										
Incidence de la pauvreté (P0)	3.4	3.0	15.9	14.5	10.0	12.3	25.4	51.0	52.4	41.9
<i>Intervalle de confiance</i>	[0.0 – 7.7]	(0.0 – 5.8)	[13.7 – 18.1]	[6.7 – 22.2]	[7.0 – 13.1]	[4.4 – 20.1]	[16.7 – 34.0]	[47.6 – 54.3]	[42.9 – 61.8]	[36.2 – 47.6]
Profondeur de la pauvreté (P1)	1.1	0.7	4.3	4.0	2.3	3.8	6.5	19.1	19.8	13.5
Sévérité de la pauvreté (P2)	0.5	0.2	1.7	1.5	0.8	1.9	2.6	9.6	9.7	6.2
Milieu urbain										
Incidence de la pauvreté (P0)	1.8	1.6	8.9	9.0	5.9	6.7	15.6	34.4	39.7	31.1
<i>Intervalle de confiance</i>	[0.0 – 4.0]	(0.1 – 3.1)	[7.6 – 10.3]	[5.1 – 13.0]	[4.3 – 7.5]	[2.7 – 10.7]	[10.9 – 20.3]	[31.8 – 37.0]	[32.9 – 46.4]	[27.5 – 34.7]
Profondeur de la pauvreté (P1)	0.6	0.4	2.4	2.4	1.3	2.0	3.6	11.7	13.6	9.2
Sévérité de la pauvreté (P2)	0.3	0.1	0.9	0.9	0.4	1.0	1.4	5.6	6.4	4.0

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

Bien qu'une évaluation précise de l'impact de la dévaluation de la monnaie nationale sur la pauvreté reste difficile, nous pouvons au moins constater qu'entre 1995 et 1998, les dépenses réelles moyennes par tête des ménages abidjanais ont augmenté de 4.6% tandis que la pauvreté a baissé de 10.5 points au seuil de 2 \$US, faisant de la croissance un levier non négligeable de réduction de la pauvreté.

Cependant, comme l'indiquent les intervalles de confiance figurant au Tableau n° 1, il est important de signaler que les tendances de la pauvreté en milieu urbain en Côte d'Ivoire sont fragiles. En effet, à l'exception des enquêtes EP de 1993 et ENV de 1998, les échantillons sont de faible taille et les résultats souffrent donc tous d'une faible précision. Une analyse de la dominance (de premier et de second ordre) utilisant les tests de Kolmogorov paraît indispensable pour vérifier à la fois la robustesse des tendances de l'évolution de la pauvreté et les différences régionales (Atkinson et Bourguignon, 1987 ; Deaton, 1997 ; Ravallion, 1998).

Tout d'abord, des tests de différenciation régionale des distributions de dépenses ont été entrepris, qui vérifient s'il existe au moins un écart supérieur à un seuil critique sur l'ensemble de la distribution. De même, il faut s'assurer que, pour un large spectre de seuils de pauvreté (de 0 à 4 fois le seuil de 2 \$US, soit plus de 80% des distributions), les courbes ne se croisent pas et que les écarts constatés sont significatifs (cf. Tableau n°11, Annexe B). Ces tests permettent de confirmer le fait que l'incidence de la pauvreté a toujours été plus forte dans les autres centres urbains qu'à Abidjan quelques soient les années.

Les analyses de dominance sur les tendances montrent que l'augmentation de la pauvreté, sur l'ensemble du milieu urbain, est sans équivoque entre 1985 et 1995 puisque les tendances se confirment jusqu'aux seuils de 4 à 5 \$US par jour et par tête. Après 1995, les évolutions divergent sensiblement entre Abidjan et les autres centres urbains. De plus, l'analyse de dominance confirme que la pauvreté à Abidjan en 1998 n'a pas baissé en-dessous de son niveau de 1993. A l'inverse, dans les centres urbains secondaires, les indicateurs de pauvreté ont significativement baissé entre 1993 et 1998, au moins pour les lignes de pauvreté inférieures à 4 \$US. Au total, pour toutes les zones urbaines, il apparaît que la pauvreté a baissé entre 1993 et 1998.

I-2 Inégalité et distributions de dépenses

L'analyse des inégalités des niveaux de dépenses révèle qu'à Abidjan, le coefficient de Gini augmente de 0.34 à 0.37 entre 1985 et 1993 puis atteint 0.44 en 1995 pour s'établir enfin à 0.38 en 1998 (cf. Tableau n°2). Cependant, l'examen des courbes de Lorenz ainsi que les tests de significativité des écarts entre les courbes ne confirment aucune de ces évolutions. A l'inverse, dans les autres villes, l'indice de Gini diminue de 0.38 en 1985 à 0.36 en 1998 avec une forte baisse observée entre 1985 et 1988. L'examen des courbes de Lorenz deux à deux permet cependant de confirmer uniquement l'évolution à la baisse entre 1985 et 1988 et celle à la hausse entre 1988 et 1993. Les autres tendances ne sont pas significatives, en particulier la baisse des inégalités entre 1985 et 1998 n'est pas robuste. Finalement, sur l'ensemble du milieu urbain, seul l'accroissement du coefficient de Gini entre 1988 et 1993 est significatif.

Tableau n° 2 : Evolution des coefficients de Gini entre 1985 et 1998

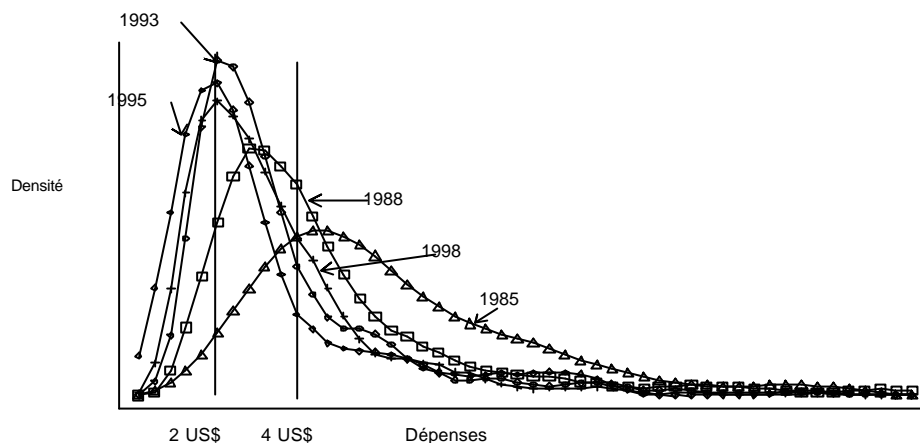
	1985	1988	1993	1995	1998
Abidjan					
Gini	0.34	0.37	0.37	0.44	0.38
<i>Intervalles de confiance 95 %</i>	[0.31 - 0.37]	[0.33 - 0.40]	[0.36 - 0.39]	[0.39 - 0.48]	[0.35 - 0.40]
Autres Villes					
Gini	0.38	0.29	0.37	0.34	0.36
<i>Intervalles de confiance 95 %</i>	[0.35 - 0.42]	[0.27 - 0.31]	[0.36 - 0.38]	[0.31 - 0.38]	[0.33 - 0.39]
Milieu urbain					
Gini	0.38	0.37	0.40	0.43	0.38
<i>Intervalles de confiance 95 %</i>	[0.36 - 0.41]	[0.34 - 0.39]	[0.39 - 0.42]	[0.39 - 0.46]	[0.35 - 0.41]

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

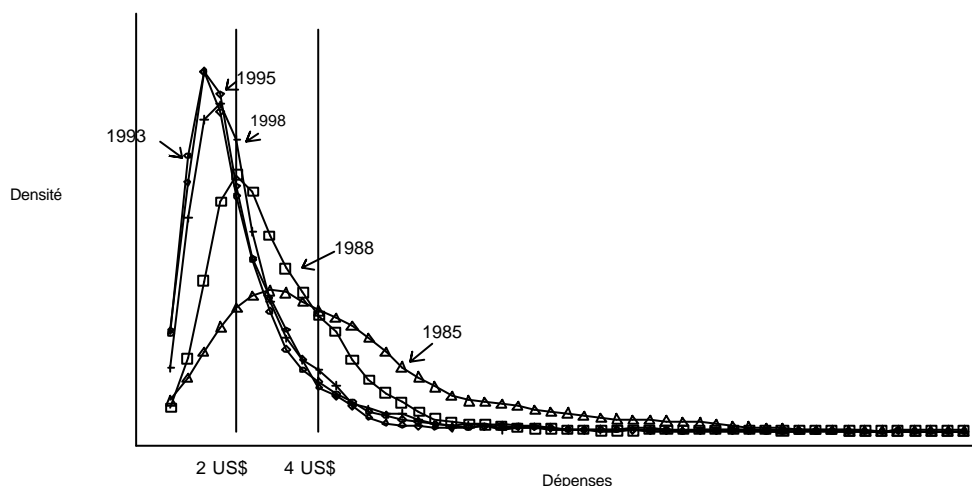
Afin d'examiner plus finement la distribution, une analyse des courbes de fréquence des dépenses (courbes de Kernel) a été effectuée, ce qui permet de déterminer quels segments de la distribution des dépenses évoluent le plus. Sur toute la période 1985-1998, le déplacement des courbes montre que la baisse des niveaux de vie a touché aussi bien les classes moyennes de ménages que les classes les plus pauvres (cf. Figures n°2). Au moins à Abidjan, ce sont toutes les classes de ménages qui ont souffert de la crise entre 1993 et 1995. Par contre, l'impact de la croissance retrouvée entre 1995 et 1998 s'est traduit surtout par une réduction du nombre de ménages qui ont entre 2 et 3.5 \$US par jour et par tête. Par conséquent, la courbe de Kernel montre que la densité a augmenté autour de 4 et 5 \$US en 1998. Cette évolution confirme la baisse observée des inégalités entre 1995 et 1998 (cf. Tableau n°2). En revanche, les ménages résidant dans les centres urbains secondaires semblent avoir moins souffert de la dévaluation: les courbes ne bougent pratiquement pas entre 1993 et 1998. Dans le même temps, la reprise entre 1995 et 1998 a bénéficié à l'ensemble de la distribution dans

les villes secondaires (les courbes de Kernel se déplacent légèrement vers la droite), permettant la baisse significative de l'incidence de pauvreté à 2 \$US précédemment mentionnée.

Figures n°2 : Courbes de Kernel des dépenses. Abidjan - Autres villes. 1985-1998



Abidjan



Autres villes

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

SECTION II : Analyse des conditions d'existence

II-1 Construction des scores de conditions d'existence

Les enquêtes ménages donnent la possibilité de construire différents indicateurs de conditions de vie auxquels nous avons associé des scores. Ces indicateurs sont fondés sur des éléments objectifs et structurels en référence à la conception de la pauvreté comme pénurie de capacités ou de vulnérabilité. Pourtant, certains sont dépendants des niveaux de revenus. Pour chaque

composante, le score maximum correspond à un niveau de privation élevé tandis qu'un score nul signifie, au contraire, une absence de carence (cf. Tableau n° 12, Annexe B). Ces scores ont été ensuite agrégés afin de former un indicateur synthétique de conditions d'existence. Les différents éléments pris en compte sont : (i) *des indicateurs de condition matérielle d'existence* des ménages à partir des caractéristiques de leur logement, de leur mode d'accès à diverses commodités (eau, électricité, toilette, type de combustible,...) ; il s'agit d'éléments objectifs qui sont moins soumis aux fluctuations conjoncturales que les niveaux de dépenses ; (ii) *un indicateur du niveau de capital humain* appréhendé à travers le rapport entre le nombre d'années d'études effectivement accomplies par l'ensemble des membres du ménage sur le nombre d'années d'études possible maximum étant donné l'âge de chacun ; (iii) *un indicateur de vulnérabilité* qui comptabilise le nombre de biens durables (vélo, radio, télévision,...) possédés par ménage ; cela peut rendre compte à la fois des possibilités de chacun de dégager un revenu (dans le cas où les biens durables sont productifs) et de la possibilité de faire face à des difficultés financières temporaires par le biais de la vente de ces biens. Notons que cet indicateur est relativement dépendant des niveaux de revenus. Il aurait été intéressant d'ajouter des mesures anthropométriques à l'indicateur synthétique mais malheureusement, l'enquête de 1998 ne contient pas ce type de renseignements. L'agrégation a un sens si chaque item suit la même logique que celle de l'indicateur synthétique. On constate une relative constance, dans le temps et l'espace (Abidjan et les autres villes) de la relation entre les différentes composantes⁶. On note que le degré de correspondance entre les éléments de conditions d'existence, l'indicateur de niveau de capital humain et l'indice synthétique est assez élevé. Ainsi, de mauvaises conditions d'existence vont de pair avec des niveaux d'éducation faible, ceci quelque soit l'année considérée. La présence d'une quelconque forme de carence augmente la probabilité empirique d'occurrence d'autres formes de privation.

Par ailleurs, plusieurs possibilités d'agrégation des éléments sont envisageables. Soit on additionne les différentes composantes sans pondération spécifique, à l'instar de Lollivier et Verger (1997), soit les poids de chaque variable sont dérivés d'une analyse en composante principale. Les deux méthodes ont été effectuées. Elles mènent aux mêmes résultats, les deux

⁶ Cependant, le nombre de personnes par pièce montre une assez faible correspondance avec les autres éléments de condition d'existence. Cela peut s'expliquer par le fait que les logements bien équipés sont logiquement implantés dans les centres-villes, et sont de surfaces plus réduites que les logements plus insalubres de zones périurbaines. Quoiqu'il en soit, dans la mesure où l'indicateur du nombre de personnes par pièce montre un relatif degré d'association avec l'indicateur synthétique, il en reste une des composantes.

indicateurs ainsi construits étant très fortement corrélés (plus de 0,9). Par souci de simplicité, ne sont présentés ici que les résultats de la méthode d'agrégation simple.

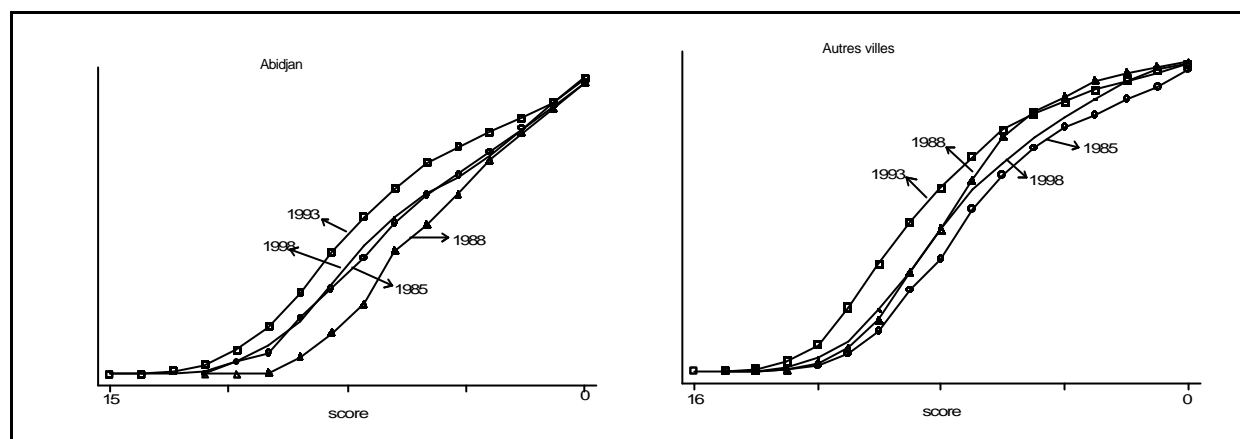
II-2 Evolution des conditions d'existence

Avant d'examiner l'indicateur synthétique et son évolution, observons l'évolution des différents éléments qui le composent⁷ (cf. Tableau n°13, Annexe B). Les ménages des autres villes subissent des carences plus importantes qu'à Abidjan. Pour l'ensemble du milieu urbain, une nette amélioration en matière d'accès à l'eau, de mode d'éclairage ou de type de combustible utilisé est observée en 1998. Par exemple, la proportion des ménages urbains sans connexion à l'électricité a baissé de 29.2% en 1985 à 18.6% en 1998. Par ailleurs, on note une diminution du nombre de biens durables possédés par les ménages. Cette baisse continue jusqu'en 1998 peut s'expliquer à la fois par la dévaluation du Franc CFA qui a renchéri le coût de ces biens majoritairement importés, et par la situation financière continûment défavorable des ménages urbains.

A la fin des années 1990, les niveaux d'éducation sont encore très bas. Plus d'un tiers de la population adulte à Abidjan n'a jamais fréquenté l'école. A Abidjan cependant, la scolarisation des enfants a fortement et régulièrement progressé durant les quinze dernières années, puisque 70% des enfants de 6 à 15 ans fréquentent l'école en 1998, contre seulement 50% en 1985. Dans les villes secondaires de Côte d'Ivoire en revanche, cette tendance a été plus faible, les taux de scolarisation ne s'étant pas véritablement améliorés de 1985 à 1998. Suite à la pénurie d'investissements publics, un déséquilibre s'est creusé entre la capitale économique et le reste du pays du point de vue de la quantité et de la qualité des infrastructures scolaires. De plus, un certain nombre de ménages a déclaré avoir déscolarisé des enfants du fait de la baisse de leurs revenus.

⁷ Du fait de la faible taille de l'échantillon en 1995 et du manque de recul par rapport à 1993, nous avons choisi d'analyser uniquement les enquêtes de 1985, 1988, 1993 et 1998.

Figures n° 3 : Courbes de scores de conditions d'existence cumulées, Abidjan -Autres villes, 1985-1998.



Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

L'évolution de la distribution cumulée du score synthétique des conditions d'existence (cf. Figures n° 3) montre que 1988 est la meilleure année pour Abidjan et 1985 pour les autres villes⁸. A Abidjan, les conditions de vie se sont améliorées entre 1985 et 1988 ; par la suite, la situation des ménages s'est fortement dégradée jusqu'en 1993. Enfin, de 1993 à 1998, la situation s'est améliorée et a permis aux ménages de retrouver des conditions de vie similaires à celles de 1985. Dans les autres centres urbains, les ménages n'ont cessé de connaître une dégradation de leur situation jusqu'en 1993. Comme à Abidjan, le retour de la croissance entre 1993 et 1998 a permis une amélioration significative des conditions de vie, toutefois tout juste suffisante pour retrouver celles de 1988.

L'évolution des conditions d'existence est beaucoup moins contrastée que celle de la pauvreté monétaire. Cela est inhérent à l'indicateur lui-même, nécessairement moins volatile que les dépenses de consommation. Par ailleurs, cela ne signifie pas que les ménages connaissent des conditions de vie décentes, puisque, dès les années 1980, un tiers des ménages abidjanais et plus de la moitié de ceux vivant dans le reste des zones urbaines peuvent être considérés comme des pauvres en termes de conditions d'existence⁹.

La période 1993-1998 est caractérisée par une amélioration certaine des conditions d'existence. Ce constat est en contradiction avec les conclusions tirées de l'analyse monétaire,

⁸ Les tests de Kolmogorov indiquent que toutes les courbes sont significativement différentes les unes des autres à l'exception des courbes 1985 et 1998 à Abidjan, et 1988 et 1998 dans les autres villes.

⁹ Le choix des seuils des scores pour déterminer qu'un ménage est pauvre en termes de conditions d'existence est subjectif. Nous avons choisi de définir comme pauvres les ménages qui ont un score égal ou supérieur à 8.

au moins en ce qui concerne les ménages de la capitale économique, puisque ces derniers ont subi un accroissement du taux de pauvreté monétaire. Cette divergence, cependant, confirme le caractère multidimensionnel de la pauvreté. Cela peut révéler le fait que les ménages les plus défavorisés, dont les revenus ont augmenté, ont préféré consacrer ce surplus de revenus à l'amélioration de leurs conditions d'existence plutôt qu'à leur consommation courante.

SECTION III Les deux formes de pauvreté décrivent-elles le même phénomène?

Afin de déterminer si les deux dimensions de la pauvreté recourent une même réalité, on examine tout d'abord dans quelle mesure elles sont corrélées et s'appliquent aux mêmes populations. Puis des analyses économétriques sont entreprises pour caractériser ces deux formes de pauvreté.

III-1 Correspondance entre pauvreté monétaire et conditions d'existence

Le Tableau n° 3 présente la statistique V de Cramer¹⁰ de correspondance entre le score de conditions d'existence, les quintiles de niveau de consommation et le fait d'être pauvre ou non à 2 \$US par jour. La correspondance entre les deux dimensions de pauvreté est relativement faible. Elle est cependant plus élevée dans les autres villes qu'à Abidjan. Par ailleurs, il est difficile de déceler une quelconque tendance dans l'évolution de ces coefficients.

Tableau n° 3 : Statistique V de Cramer de correspondance entre la pauvreté monétaire et de conditions d'existence de 1985 à 1998

	Abidjan		Autres villes	
	score d'existence / quintile de dépense	score d'existence / indicat. pauv 2 \$US	score d'existence / quintile de dépense	score d'existence / indicat. pauv 2 \$US
1985	0.39	0.23	0.41	0.50
1988	0.31	0.36	0.33	0.43
1993	0.29	0.32	0.28	0.41
1998	0.30	0.41	0.23	0.34

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

Pour corroborer cette première appréciation, examinons quelle est la part de la population qui cumule ces deux formes de pauvreté. Pour ce faire, nous définissons alors un seuil de pauvreté de conditions d'existence relatif de sorte que la proportion de la population souffrant de conditions d'existence insuffisantes soit de même ordre que la proportion de la population confrontée à des dépenses de consommation insuffisantes.

¹⁰ Les bornes de cette statistique sont 0 et 1, 0 indiquant qu'il n'existe aucune correspondance et 1 une correspondance parfaite.

Tableau n° 4: Analyse des correspondances des deux formes de pauvreté

	(%) des ménages cumulant les deux formes de pauvreté		% des ménages souffrant de pauvreté monétaire parmi les ménages définis pauvres en termes de conditions d'existence		% des ménages souffrant de conditions d'existence insuffisantes parmi les ménages pauvres en termes monétaires	
	Abidjan	Autres villes	Abidjan	Autres villes	Abidjan	Autres villes
	1985	0.0	6.8	-	53.5	-
1988	1.3	14.6	21.0	45.0	30.8	57.3
1993	5.6	32.3	35.1	66.7	36.2	63.4
1998	8.3	24.3	48.3	53.1	43.9	58.1

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

Les proportions des ménages souffrant des deux formes de pauvreté sont relativement faibles : inférieures à 9% à Abidjan et à 33% dans les autres villes (cf. Tableau n°4, 1^{ère} colonne). Dit autrement, un peu plus de la moitié des ménages des villes secondaires ivoiriennes qui souffrent de carences en termes de conditions d'existence sont aussi des pauvres en termes monétaires. Cette proportion est inférieure à 50% dans la capitale économique (cf. Tableau n°4, 2^{ème} colonne). Par ailleurs, alors que le pourcentage des ménages qui à la fois pâtissent de carences dans leurs conditions de vie et sont des pauvres monétaires croît à Abidjan tout au long de la période étudiée, ce taux baisse entre 1993 et 1998 dans les autres villes (cf. Tableau n°4, 1^{ère} colonne). Comparé à Abidjan, la situation monétaire se serait donc améliorée pour une partie des ménages pauvres en termes de conditions d'existence dans les autres villes (cf. Tableau n°4, 2^{ème} colonne). Lorsqu' on observe cette fois la proportion des ménages définis comme pauvres monétaires et souffrant de conditions d'existence non satisfaisantes, on constate un fort accroissement pour Abidjan et une situation plus ou moins stagnante pour les autres villes.

III-2 Caractérisation économétrique des niveaux de vie monétaires et des conditions d'existence.

III-2-1 Niveau de vie monétaire

Afin d'identifier les caractéristiques des ménages associées à un niveau de vie monétaire plus ou moins favorable, une fonction semi-logarithmique des dépenses des ménages par tête a été estimée. Le modèle utilisé s'écrit comme suit :

$$\log y_i = \mathbf{b}x_i + \mathbf{e}_i, \quad (1)$$

où $\log y_i$ est le logarithme des dépenses réelles par tête corrigées des variations régionales et temporelles des prix, x_i est un vecteur des caractéristiques du ménage i et de ses membres, \mathbf{b}

est un vecteur de paramètres à estimer et e_i est un terme d'erreur distribué selon une loi normale¹¹. Le vecteur x contient essentiellement des variables caractérisant le capital humain du ménage et de ses membres (éducation du chef et de son conjoint, statut socio-économique) et des variables caractérisant la composition du ménage (nombre d'enfants, nombre d'adultes, nombre de personnes âgées, type de ménage). Tandis que le premier groupe de variables donne une indication de la productivité du ménage¹², le deuxième groupe reflète ses besoins. Un troisième groupe de variables concerne des variables de contrôle usuelles, comme la nationalité et le sexe du chef ainsi que le fait d'être migrant ou non¹³. Ces dernières variables prennent en compte des sources potentielles de segmentation et de discrimination sur le marché du travail. Le Tableau n° 14 en Annexe B présente quelques statistiques descriptives des variables explicatives utilisées.

L'intérêt de ces estimations se situe à deux niveaux. D'une part, les résultats peuvent être mis en relation avec l'évolution de la pauvreté monétaire présentée ci-dessus. D'autre part, dans la mesure où nous utilisons les mêmes variables pour caractériser les conditions d'existence, les estimations permettent de savoir si les deux dimensions de pauvreté sont corrélées de la même manière aux différentes caractéristiques du ménage.

Dans les développements qui suivent, on fait implicitement l'hypothèse que les variables comme la composition du ménage et le choix occupationnel du chef sont exogènes. Cette hypothèse est satisfaisante si on s'intéresse aux déterminants du niveau de vie à un moment donné et non sur le cycle de vie dans son ensemble. De plus, il est important de souligner qu'il ne s'agit pas ici d'identifier des relations causales entre le niveau de vie et les différentes variables explicatives, mais plutôt de relever les corrélats les plus importants entre les dépenses par tête et les caractéristiques socio-économiques et démographiques des ménages.

¹¹ Alternativement, on pourrait utiliser un modèle binaire (probit ou logit) estimant la probabilité qu'un ménage soit pauvre ou non. L'avantage du modèle MCO tient au fait qu'il utilise l'intégralité de la distribution et qu'il peut être estimé d'une manière robuste sous des hypothèses moins fortes concernant le terme d'erreur que le modèle binaire.

¹² La surface de la terre et l'équipement agricole du ménage ne sont pas inclus dans le modèle à cause du faible niveau de l'activité agricole dans les zones urbaines.

¹³ Il faut noter que la variable indiquant le statut migratoire n'est pas un indicateur très satisfaisant. Elle prend la valeur 1 si le chef de ménage n'était pas présent dans son lieu de résidence actuel 5 années avant la date de l'enquête. La variabilité du questionnaire d'une enquête à l'autre nous a empêché de construire une variable plus pertinente.

Tableau n° 5: Déterminants des dépenses réelles du ménage par tête, modèle MCO

	1985	1988	1992/93	1998	1985-1998
Variable dépendante : Logarithme des dépenses du ménage par tête réelles					
Variabiles explicatives					
Abidjan (=1)	0.433 **	0.358 **	0.516 **	0.373 **	0.461 **
Chef de ménage Homme (=1)	-0.216 **	-0.115	-0.168 **	-0.053	-0.146 **
Age du chef de ménage	-0.010	-0.005	0.006	0.020 **	0.007 **
(Age du chef de ménage)²/100	0.015	0.008	-0.004	-0.017 **	-0.005
Chef de ménage immigré (=1)	-0.021	-0.007	0.036	-0.054 *	0.002
Chef de ménage ivoirien (=1)	0.105 *	-0.084 *	0.030 *	0.154 **	0.056 **
Education du Chef de ménage					
- sans éducation	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- niveau primaire	0.256 **	0.249 **	0.176 **	0.240 **	0.209 **
- niveaux secondaire et sup.	0.588 **	0.445 **	0.559 **	0.530 **	0.543 **
Education du conjoint					
- sans éducation	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- niveau primaire	0.059	0.196 **	0.135 **	0.098 **	0.118 **
- niveaux secondaire et sup.	0.399 **	0.419 **	0.475 **	0.384 **	0.440 **
Activité du chef du ménage					
- indépendante agricole ou non agricole.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- inactif ou chômeur	0.083	0.066	0.045 *	0.002	0.045 **
- salarié du secteur public	0.122 *	0.138 **	0.165 **	0.162 **	0.166 **
- salarié du secteur privé	0.091	0.056	0.101 **	0.058 *	0.087 **
Type du ménage					
- Famille nucléaire ou élargie non-polyg.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- Famille monoparentale	0.063	-0.092	-0.079 **	-0.124 *	-0.084 **
- Famille polygame	0.120 *	0.023	0.120 **	0.052	0.102 **
Composition du ménage					
- nombre d'enfants 0 à 5 ans	-0.186 **	-0.311 **	-0.261 **	-0.295 **	-0.250 **
- (nombre d'enfants 0 à 5 ans) ²	0.018 **	0.039 **	0.037 **	0.043 **	0.031 **
- nombre d'enfants 6 à 14 ans	-0.109 **	-0.126 **	-0.185 **	-0.209 **	-0.179 **
- (nombre d'enfants 6 à 14 ans) ²	0.008 **	0.010 **	0.014 **	0.017 **	0.014 **
- nombre d'adultes Hommes	-0.101 **	-0.038	-0.082 **	-0.160 **	-0.090 **
- (nombre d'adultes Hommes) ²	0.012 **	0.004	0.009 **	0.013 **	0.008 **
- nombre d'adultes Femmes	-0.177 **	-0.131 **	-0.133 **	-0.153 **	-0.137 **
- (nombre d'adultes Femmes) ²	0.014 **	0.017 **	0.014 **	0.013 **	0.013 **
- nombre de personnes 65 ans et plus	-0.097	-0.249 **	-0.170 **	0.168	-0.111 **
- (nombre de personnes 65 ans et plus) ²	-0.030	0.063	0.062 **	-0.080	0.032 *
Année					
- 1998					Ref.
- 1985					0.854 **
- 1988					0.406 **
- 1993					0.043 **
constante	13.769 **	13.338 **	12.680 **	12.404 **	12.610 **
R² ajusté	0.528	0.493	0.478	0.487	0.525
Nombre d'observations	670	732	5,359	1,913	8,674

* significatif au seuil de 10% ; ** significatif au seuil de 5%.

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

Le Tableau n° 5 présente les résultats obtenus pour les années 1985, 1988, 1993, 1998 et pour l'ensemble de ces échantillons (*pooled*). Tout d'abord, il faut noter que le nombre d'observations est très différent d'une année à l'autre et que cela a évidemment une influence non négligeable sur les écart -types des coefficients estimés. De façon générale, le pouvoir explicatif des modèles semble assez satisfaisant avec un R^2 ajusté compris entre 48% et 53%. Cependant, la partie non expliquée de la variance du logarithme de la dépense augmente de 1985 à 1998, indiquant que les caractéristiques non observées ont une influence de plus en plus importante. Bien sûr, cela peut également refléter, au moins en partie, un « bruit » plus important dans la variable dépendante due aux différences dans les enquêtes mentionnées précédemment.

Les ménages habitant à Abidjan – soit environ la moitié des ménages enquêtés – ont une consommation par tête nettement supérieure à celle des ménages habitant dans les autres villes ivoiriennes. L'écart est particulièrement important en 1992/93 avec une consommation de 67.7% plus élevée à Abidjan par rapport aux autres villes. Les ménages dirigés par une femme, ce qui concerne 11% des ménages en 1985 et 19% en 1998, semblent en moyenne être plus riches que les ménages qui sont dirigés par un homme. Ce résultat a également été trouvé par Grootaert *et alii* (1995) et Grootaert (1997) qui analysent les données d'enquêtes ivoiriennes dans les années 1980. Etonnamment, l'âge du chef du ménage n'est pas une caractéristique pertinente du niveau de vie du ménage. Cependant, une grande partie des effets liés au cycle de vie est déjà capturée par les variables de la composition du ménage. La nationalité du chef du ménage influence de manière déterminante le niveau des dépenses. Les ménages ivoiriens ont en moyenne une consommation par tête de 3% à 17% (exception faite du coefficient de 1998) supérieure à celle des ménages africains non ivoiriens qui représentent entre 24% et 33% de la population urbaine¹⁴.

Le capital humain du chef du ménage et de son conjoint apparaît comme une variable clé des déterminants du niveau de vie (un résultat également mis en évidence par Grootaert *et alii* (1995) et Grootaert (1997)). Les ménages dont le chef a un niveau d'éducation primaire ont eu en moyenne des dépenses par tête de 19% à 29% supérieures à celles d'un ménage dont le chef ne dispose d'aucune formation scolaire. Le fait d'avoir un niveau scolaire secondaire ou supérieur a eu un impact encore plus élevé, augmentant les dépenses par tête de 56% à 80%. Les effets de l'éducation du conjoint vont dans la même direction mais sont en moyenne un peu moins forts. Les tests de Wald (non présentés ici) permettent de confirmer la diminution du « rendement » associé à l'éducation secondaire entre 1985 et 1988 et son augmentation entre 1988 et 1993 ainsi que l'augmentation du « rendement » associé à l'éducation primaire entre 1993 et 1998.

Parmi tous les groupes socio-économiques, ce sont les salariés du secteur public et les fonctionnaires qui ont le risque le moins fort de tomber dans la pauvreté. Par ailleurs, si les familles monoparentales (4% des ménages dans l'échantillon compilé) ont eu en moyenne un niveau de vie inférieur à celui des familles nucléaires ou élargies (84% des ménages), les familles polygames (12% des ménages) ont eu en moyenne des dépenses légèrement plus

¹⁴ Ce résultat ne tient évidemment pas compte des transferts dans leur pays d'origine ni de leur niveau d'épargne qui pourraient se révéler supérieurs à ceux des Ivoiriens et nuancer notre analyse en termes de pauvreté.

élevées. Les effets liés à la composition démographique du ménage sont significatifs et assez stables sur toutes les années considérées. Chaque enfant supplémentaire de zéro à cinq ans réduit les dépenses par tête, toutes choses égales par ailleurs. Le signe positif du terme quadratique signifie cependant que cet effet négatif s'affaiblit avec un nombre croissant d'enfants. L'effet négatif est moins fort pour les enfants de six à quatorze ans, mais reste significatif. L'effet du nombre d'adultes est également négatif, mais plus fort pour les femmes que pour les hommes. Néanmoins, il faut noter que l'impact d'un adulte supplémentaire est ambigu : d'une part, un adulte supplémentaire augmente la capacité productive potentielle du ménage, mais d'autre part, en augmente les besoins. D'ailleurs, on observe que les coefficients de la composition du ménage sont en moyenne plus grands en 1998 qu'en 1985, indiquant que la composition du ménage elle-même est devenue un corrélat du niveau de vie plus important (la robustesse a été vérifiée par des tests de Wald). Il n'en reste pas moins qu'il existe de sérieux problèmes pour comparer les niveaux de vie de ménages de compositions différentes dans la mesure où il est presque impossible d'estimer les échelles d'équivalence nécessaires à de telles comparaisons.

III-2-2 Conditions d'existence

Afin d'analyser les associations entre les scores de conditions d'existence et les caractéristiques socio-économiques des ménages, un modèle probit ordonné de la forme suivante a été estimé :

$$y_i^* = \mathbf{b}x_i + \mathbf{e}_i \quad (2)$$

où \mathbf{b} est le même vecteur des variables explicatives que précédemment. La variable dépendante y^* est cette fois-ci non observée. Ce qui est observé est : $y = 0$ si $y^* \leq 0$, $y = 1$ si $0 < y^* \leq \mathbf{m}_1$, $y = 2$ si $\mathbf{m}_1 < y^* \leq \mathbf{m}_2$, ... $y = 16$ si $\mathbf{m}_5 < y^*$. Les \mathbf{m} sont des paramètres inconnus estimés par le vecteur \mathbf{b} (Greene, 1997). Encore une fois, les résultats obtenus se veulent avant tout descriptifs et précisent, toutes choses égales par ailleurs, l'association entre les caractéristiques socio-démographiques des ménages et la probabilité d'atteindre un niveau donné de score de conditions d'existence. Compte tenu de la non linéarité du modèle probit ordonné, les coefficients \mathbf{b} estimés sont difficilement interprétables (cf. Tableau n°6). Afin de faciliter l'analyse, les probabilités ont été prédites pour trois niveaux de conditions d'existence à partir du modèle global (ensemble des enquêtes compilées) en faisant varier une variable tandis que les autres sont maintenues à leur moyenne. Pour certaines d'entre elles les probabilités sont présentées ci-dessous. Les seuils de scores retenus pour évaluer les situations

de faible carence (score égal à 3), de pauvreté (score égal à 8) et d'extrême pauvreté (score égal à 11) relèvent naturellement d'un choix partiellement subjectif de notre part. Néanmoins, des calculs effectués sur les moyennes des scores encadrant directement les seuils justifient ces choix dans la mesure où les probabilités prédites par le modèle sont peu sensibles autour des seuils retenus.

Tableau n° 6: Déterminants des conditions d'existence, modèle probit ordonné

	1985	1988	1992/93	1998	1985-1998
Variable dépendante : Score de pauvreté en termes de conditions d'existence					
Variabiles explicatives					
Abidjan (=1)	-0.567 **	-0.971 **	-0.462 **	-0.406 **	-0.485 **
Chef de ménage Homme (=1)	0.609 **	0.600 **	0.360 **	0.349 **	0.386 **
Age du chef de ménage	-0.003	-0.008	0.008	-0.022 *	-0.003
(Age du chef de ménage)²/100	-0.002	0.014	-0.010	0.015	0.000
Chef de ménage immigré (=1)	0.056	-0.194 **	0.019	0.040	0.038
Chef de ménage ivoirien (=1)	-0.280 **	-0.031	-0.237 **	-0.245 **	-0.229 **
Education du chef de ménage					
- sans éducation	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- niveau primaire	-0.980 **	-0.694 **	-0.707 **	-0.768 **	-0.733 **
- niveaux secondaire et sup.	-1.824 **	-1.421 **	-1.572 **	-1.503 **	-1.563 **
Education du conjoint					
- sans éducation	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- niveau primaire	-0.448 **	-0.618 **	-0.448 **	-0.469 **	-0.459 **
- niveaux secondaire et sup.	-0.983 **	-0.985 **	-0.931 **	-0.999 **	-0.946 **
Activité du chef du ménage					
- indépendante agricole ou non agricole.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- inactif ou chômeur	-0.077	-0.690 **	-0.205 **	-0.225 **	-0.229 **
- salarié du secteur public	-0.384 **	-0.470 **	-0.521 **	-0.707 **	-0.537 **
- salarié du secteur privé	-0.114	-0.220 **	-0.099 **	-0.222 **	-0.133 **
Type du ménage					
- Famille nucléaire ou élargie non-polyg.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- Famille monoparentale	0.146	0.131	0.090	0.142	0.111 *
- Famille polygame	-0.272 *	0.081	-0.022	0.184 **	-0.018
Composition du ménage					
- nombre d'enfants 0 à 5 ans	0.173 **	0.191 **	0.138 **	0.212 **	0.144 **
- (nombre d'enfants 0 à 5 ans) ²	-0.021 *	-0.036 **	-0.018 **	-0.040 **	-0.018 **
- nombre d'enfants 6 à 14 ans	-0.023	-0.053	-0.001	-0.040	-0.016
- (nombre d'enfants 6 à 14 ans) ²	0.004	0.000	-0.004 **	0.000	-0.002
- nombre d'adultes Hommes	-0.112	-0.289 **	-0.154 **	-0.086 **	-0.142 **
- (nombre d'adultes Hommes) ²	0.006	0.044 **	0.011 **	0.006	0.011 **
- nombre d'adultes Femmes	0.156 **	0.163 *	0.014	0.014	0.024
- (nombre d'adultes Femmes) ²	-0.015 **	-0.031 **	-0.010 **	-0.007	-0.009 **
- nombre de personnes 65 ans et plus	0.190	0.163	0.210 *	-0.083	0.122
- (nombre de personnes 65 ans et plus) ²	-0.020	-0.029	-0.053	-0.020	-0.020
Année					
- 1998					Ref.
- 1985					-0.231 **
- 1988					-0.161 **
- 1993					0.204 **
Pseudo R ²	0.166	0.167	0.127	0.121	0.135
Pouvoir explicatif du modèle (en %)					
Score exact	22.1	23.6	17.4	18.8	17.3
Score exact + ou - 2	75.0	75.0	70.4	69.6	71.0
Nombre d'observations	670	732	5,359	1,913	8,672

* significatif au seuil de 10% ; ** significatif au seuil de 5%.

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

La pauvreté des conditions de vie est fortement liée à la localité de résidence du ménage, quelle que soit l'année considérée : le fait d'habiter à Abidjan accroît la probabilité d'avoir un score faible, c'est-à-dire d'avoir des conditions d'existence acceptables. En concordance avec l'approche monétaire précédente, les ménages dont le chef est un homme sont plus susceptibles d'avoir de médiocres conditions de vie comparés à ceux qui sont dirigés par une femme. Le différentiel dû à la nationalité s'accroît lorsque le score de pauvreté est élevé, c'est-à-dire que les Africains non ivoiriens ont une probabilité nettement plus forte de vivre dans de mauvaises conditions que les Ivoiriens (probabilité de 9.1% contre 6.8% respectivement pour un score de 11 correspondant, selon notre définition, à une pauvreté extrême des conditions d'existence, cf. Tableau n°7).

Tableau n° 7: Probabilités prédites par le modèle probit ordonné "global" de différents scores de pauvreté non monétaire selon la nationalité et le lieu d'habitation

(en %)	faible carence (score 3)	"pauvreté simple" (score 8)	"extrême pauvreté" (score 11)
Ecart selon la nationalité du chef de ménage			
chef de ménage de nat. ivoirienne	3.8	16.7	6.8
chef de ménage de nat. étrangère	2.5	16.7	9.1
différence (Ivoiriens/ étrangers)	1.3	0.0	-2.3
Abidjan			
chef de ménage de nat. ivoirienne	6.0	15.4	4.2
chef de ménage de nat. étrangère	4.3	16.5	6.0
différence (Ivoiriens/ étrangers)	1.7	-1.1	-1.8
Autres villes			
chef de ménage de nat. ivoirienne	2.8	16.8	8.6
chef de ménage de nat. étrangère	1.8	16.2	11.1
différence (Ivoiriens/ étrangers)	1.0	0.6	-2.5

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

En revanche, l'âge du chef de ménage ainsi que le statut de migrant n'ont pas d'influence significative sur la pauvreté d'existence (cf. Tableau n°6). Un niveau élevé d'éducation du chef du ménage réduit fortement la probabilité d'être pauvre en termes de conditions d'existence (cf. Tableau n°8). L'influence du niveau scolaire du conjoint va dans le même sens avec cependant une moindre incidence sur les scores de conditions d'existence. L'effet positif de la scolarité du chef de ménage et de son conjoint sur la probabilité d'avoir des conditions d'existence plutôt favorables s'accroît avec les niveaux plus élevés de scolarité atteinte.

Tableau n° 8: Probabilités prédites par le modèle probit ordonné "global" de différents scores de pauvreté non monétaire selon le niveau d'éducation du chef de ménage

(en %)	faible carence (score 3)	"pauvreté simple" (score 8)	"extrême pauvreté" (score 11)
Chef de ménage sans éducation			
chef de ménage sans éducation	1.4	15.4	12.6
autres	11.0	10.5	1.4
différence (sans éducation autre)	-9.6	4.9	11.2
Chef de ménage niveau primaire			
chef de ménage niveau primaire	5.2	16.1	5.0
autres	1.4	15.4	12.6
différence (niveau primaire autre)	3.8	0.7	-7.6
Chef de ménage niveau secondaire et supérieur			
chef de ménage niveau sec. et sup.	12.4	8.9	0.9
autres	1.4	15.4	12.6
différence (sec et sup. /autres)	11.0	-6.5	-11.7

Sources: Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

L'évolution des probabilités prédites année par année (non présentées dans les tableaux) met en évidence une rupture en 1993 concernant les effets de l'éducation. Jusqu'en 1993, un chef de ménage de niveau primaire voit sa probabilité d'avoir de bonnes conditions de vie (score égal à 3) diminuer de 14.7% en 1985 à 6.5% en 1993. Après 1993, un redressement semble s'opérer, mais la probabilité n'atteint pas son niveau de 1985. De manière symétrique, la probabilité d'avoir de très mauvaises conditions de vie (score égal à 11) croît jusqu'en 1993 puis entame une baisse, sans pour autant retrouver son niveau de 1985. La même évolution peut être constatée pour les chefs de ménages qui ont atteint un niveau éducatif secondaire ou supérieur.

Tableau n° 9: Probabilités prédites par le modèle probit ordonné "global" de différents scores de pauvreté non monétaire selon la catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage.

(en %)	faible carence (score 3)	"pauvreté simple" (score 8)	"extrême pauvreté" (score 11)
Chef de ménage salarié dans le public			
chef de ménage salarié public	6.6	15.0	3.7
chef de ménage autre	2.9	16.8	8.4
différence (salarié public/autre)	3.7	-1.8	-4.7
Chef de ménage salarié dans le privé			
chef de ménage salarié privé	3.4	16.8	7.4
chef de ménage autre	2.7	16.8	8.8
différence (salarié privé/autre)	0.7	0.0	-1.4
Chef de ménage indépendant			
chef de ménage indépendant	2.6	16.8	9.1
chef de ménage autre	3.9	16.7	6.5
différence (indépendant/autre)	-1.3	0.1	2.6
Chef de ménage inactif ou chômeur			
chef de ménage inactif ou chômeur	3.8	16.7	6.7
chef de ménage autre	2.6	16.8	9.1
différence (inactif chômeur/autre)	1.2	-0.1	-2.4

Sources: Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

Les chefs de ménages indépendants – ayant une activité agricole ou non – qui représentent 42 % des ménages dans l'échantillon compilé, ont un risque plus fort par rapport à la pauvreté d'existence que toutes les autres catégories professionnelles. Leur probabilité d'être extrêmement pauvre est de 9.1% tandis qu'elle atteint seulement 7.4% lorsque le chef de ménage est salarié du secteur privé (cf. Tableau n° 9). Aussi, même lorsque le chef de ménage est chômeur ou inactif, sa situation semble meilleure par rapport au fait d'exercer une activité indépendante. Néanmoins, il est clair que le chef de ménage n'est pas nécessairement le principal pourvoyeur de revenu du ménage. Ce sont les ménages dont le chef travaille dans le secteur public qui se révèlent être les mieux protégés de la pauvreté d'existence avec une probabilité d'être extrêmement pauvre de seulement 3,7% sur le modèle global. Bien que les salariés du secteur public restent mieux protégés de la pauvreté d'existence que toutes les autres catégories professionnelles, leur probabilité de tomber en état de pauvreté (score égal à 8) augmente de 10.8% en 1985 à 15.2% en 1993, puis redescend en 1998 à un niveau de 12.9%. Les salariés du secteur privé –formel et informel– ont une probabilité d'être extrêmement pauvres qui diminue sur la période de 12% en 1985 à 4.1% en 1998.

Le type de ménage n'a qu'un effet faible et peu significatif sur les scores de pauvreté. De même, la pauvreté d'existence ne semble pas être fortement liée à la composition du ménage. La présence d'un nombre croissant d'enfants dans le ménage accentue les probabilités d'être pauvre ou extrêmement pauvre en termes de conditions d'existence. La présence d'un nombre croissant d'adultes dans le ménage tend à diminuer le risque de vivre dans des conditions de vie mauvaises et/ou inacceptables, alors qu'un nombre croissant de femmes adultes tend à accroître ce risque. Cependant, les coefficients ne sont pas significatifs pour toutes les années. Comme nous l'avons déjà mentionné, une comparaison des niveaux de bien-être de ménages de composition différente pose de sérieux problèmes.

III-2-3 Résumé des analyses économétriques

Les analyses économétriques menées montrent que les ménages pauvres, monétairement et en termes de conditions d'existence, peuvent être très similaires au regard des variables observables. L'éducation du chef de ménage est identifiée comme une des variables clés du niveau de vie des ménages. Les résultats confirment également l'observation précédente selon laquelle le statut socio économique du chef de ménage est un important corrélât du bien-être. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, les ménages dont le chef travaille dans le

secteur public ont un niveau de bien-être supérieur à ceux dont le chef travaille dans le secteur privé. Le degré et le risque de pauvreté semblent moins élevés pour les ménages ivoiriens qui habitent à Abidjan. Les ménages dirigés par un homme sont moins riches que ceux dirigés par une femme. Par contre, l'influence de la composition du ménage semble être moins pertinente concernant l'explication de la pauvreté d'existence par rapport à la pauvreté monétaire. Les évolutions des effets relatifs de différentes variables sont très similaires pour les deux formes de pauvreté appréhendées. Il n'en demeure pas moins qu'en dehors des variables observables, des variables inobservables peuvent influencer les niveaux de vie monétaires et les conditions d'existence. Par exemple, les variables observables dans les régressions des dépenses des ménages expliquent seulement entre 48% et 53% de la totalité de la variance des dépenses entre ménages. Ceci implique que même si les paramètres estimés sur les variables observées par les deux régressions suivent la même dynamique, cela pourrait ne pas être le cas pour les paramètres inconnus des variables inobservables. De plus, les variables inobservables pertinentes peuvent ne pas être les mêmes pour les deux variables dépendantes. Cela implique que si la dynamique de la distribution de ces deux types de variables inobservables - celles correspondant aux dépenses des ménages et celles correspondant au score de conditions d'existence - est différente, la dynamique des variables dépendantes pourrait également être différente. En d'autres termes, les pauvres en termes monétaires et les pauvres en termes de conditions d'existence peuvent être semblables au regard des variables observables, mais différents au regard des variables inobservables.

SECTION IV Quelques éléments pour comprendre la dynamique du bien-être de la population urbaine ivoirienne depuis les années 1980.

Comme les courbes de Kernel l'ont déjà montré, les évolutions des dépenses moyennes de consommation sont cohérentes avec l'aggravation de la pauvreté en milieu urbain de 1985 à 1993. Les dépenses par tête y ont baissé en moyenne de 8.2% par an, ce qui correspond à une chute de 50% sur les 8 années. En zones rurales, la baisse semble avoir été moins importante, les dépenses par tête ayant baissé de 7.3% par an¹⁵ (suivant nos propres calculs à partir du Tableau 3 de Jones et Ye, 1997). Néanmoins, la pauvreté rurale a augmenté dans les années 1980 et dans la première moitié des années 1990, et reste toujours supérieure à celle des zones urbaines. La pauvreté au niveau national a plus que triplé sur la même période. Jones et Ye

¹⁵ Néanmoins, il existe des disparités au sein des zones rurales : les dépenses par tête ont baissé de 5.8% en Forêt Est, de 10.2% en Forêt Ouest et de 6.2% dans la zone de Savane.

(1997) montrent que la contribution des zones urbaines à l'incidence de pauvreté nationale a augmenté de plus de 53% entre 1985 et 1993. Tandis que les ménages urbains en dehors d'Abidjan ont bénéficié rapidement du retour de la croissance après la dévaluation du Franc CFA, les ménages abidjanais n'en ont bénéficié qu'après 1996 (DIAL, 2000). La faible augmentation des dépenses des ménages urbains, cependant, n'a pas permis de retrouver le niveau de dépenses du milieu des années 1980. Plus précisément, les dépenses moyennes par ménage urbain ont été divisées par 2 entre 1985 et 1998. En zones rurales, le niveau de dépenses moyen a baissé dans une moindre mesure : le niveau de dépenses de 1998 représentait au moins 70% du niveau de 1985. La pauvreté a baissé notablement de 36% en 1993 à 27% en 1998 au seuil de 1 \$US par tête et par jour, et de 71% à 59% au seuil de 2 \$US (Grimm, 2001)¹⁶. Ainsi, on constate une forte réduction du différentiel de niveau de vie entre zones rurales et urbaines due à la chute spectaculaire des revenus urbains et à l'augmentation des revenus ruraux depuis 1994.

Les données d'enquêtes montrent que, sur la période 1985-1995, les salaires mensuels réels moyens chutent de 44% pour les fonctionnaires d'Abidjan, de 56% pour ceux des autres centres urbains¹⁷ et de 52% et 64% respectivement pour les salariés privés d'Abidjan et des autres villes¹⁸. Au-delà du fait que la tendance des dépenses observée dans les données d'enquête entre 1985 et 1998 est confirmée par l'évolution des dépenses par tête des données de Comptes Nationaux, l'examen de l'évolution du PIB et de ses composants ainsi que la considération de politiques macroéconomiques sont instructifs. Une importante réduction des dépenses publiques courantes a eu lieu depuis 1988. Par exemple, les dépenses publiques primaires courantes en pourcentage du PIB ont baissé du niveau de 27.2% en 1988 à 18.2% en 1993 puis à 12.7% en 1998 (Cogneau et Mesplé-Somps, 2001).

Ces faits montrent à quel point le rétablissement de l'équilibre des finances publiques a affecté le niveau de vie des classes les plus favorisées, c'est à dire les fonctionnaires et les

¹⁶ Cette étude s'appuie sur les revenus et non les dépenses pour le calcul des taux de pauvreté.

¹⁷ Malheureusement, aucune des enquêtes n'est identique concernant les renseignements sur le statut d'occupation et les secteurs d'activité des personnes. Nous n'avons donc pu trouver un critère identique à toutes les enquêtes pour distinguer les activités informelles des activités formelles. De plus, l'enquête EP de 1993 ne collecte les revenus que pour les deux principaux pourvoyeurs de revenus du ménage, alors que les autres enquêtes le font pour tous les membres. Ainsi, les salaires des jeunes personnes peuvent être absents, ce qui entraîne un biais à la hausse dans le calcul des salaires moyens en 1993. Nous avons finalement choisi de retenir une désagrégation de la population active assez simple et de n'examiner que les évolutions des salaires moyens publics et privés, sans distinction entre activités formelles et informelles.

¹⁸ Ces fortes baisses sont de même ampleur que celle du salaire minimum réel et du salaire moyen public réel calculés à partir des données des budgets nationaux.

salariés du secteur moderne. De plus, dès le début des années 1980, la politique de subvention au logement des classes moyennes a été arrêtée et les rémunérations des fonctionnaires bloquées. A partir de 1985, les embauches dans la fonction publique au sortir de l'école ont été réduites de moitié. Dans le même temps, le nombre de bourses pour l'enseignement supérieur et secondaire a été réduit et une politique de départs volontaires à la retraite a été instaurée. Les prix des services publics, tel que l'électricité, l'eau ou les transports en commun ont été valorisés de 25% tandis que les prix des produits alimentaires en milieu urbain ont augmenté alors que le salaire minimum n'a pas été indexé sur l'inflation¹⁹. Enfin, un nouveau code du travail a été mis en place, allégeant les procédures d'embauche et de licenciement. Parallèlement, les entreprises privées ont souffert des arriérés de paiements de l'Etat, de la baisse du niveau général d'absorption et de pertes de compétitivité.

Comme le mentionnent Jones et Ye (1997), il est assez difficile de comprendre ce qui s'est passé en zones rurales dans la mesure où l'évolution de la production agricole à l'exportation constatée sur les données d'enquête et celle dérivée de la CSSPPA (Caisse de Stabilisation et de Soutien des Prix des Produits Agricoles) ne sont pas cohérentes²⁰. Néanmoins, les prix réels des biens alimentaires de base ont baissé de 20% à 30% entre 1988 et 1993. Le prix réel au producteur du cacao a été divisé par 2 en juillet 1989, tandis que le prix réel au producteur de café a été divisé par 2 en 1985 et à nouveau en 1990 (Jones et Ye, 1997).

Parmi les principales explications de la reprise qui a débuté à partir de 1994, on peut mentionner la dévaluation, mais aussi l'évolution favorable des cours des matières premières, des productions de café et de cacao records, un retour de l'aide et des arrivées de capitaux privés du fait des privatisations. La hausse des investissements privés constatée dans les comptes nationaux est, par exemple, due essentiellement à ce dernier facteur (IMF, 2000). La plupart des éléments de reprise ont joué en faveur du secteur rural. Cela peut expliquer pourquoi la situation générale des consommateurs urbains ne s'est améliorée que modestement.

¹⁹ Le salaire minimum est passé de 192 Franc CFA à l'heure à 210 Franc CFA entre 1982 et 1994. Il n'a pas été modifié depuis 1994 (IMF, 2000).

²⁰ A lors que les données d'enquête suggèrent une très forte baisse des ventes par tête des producteurs de cacao durant la seconde moitié des années 1980, les données de la CSSPPA sur la production ne corroborent pas complètement cette observation. Les données d'enquêtes pourraient ainsi surestimer la pauvreté en milieu rural, particulièrement dans la région Forêt Ouest.

Le fait que la pauvreté monétaire baisse seulement faiblement après 1993, alors que les niveaux de vie mesurés par les conditions d'existence se sont améliorés significativement, peut être expliquée en partie par l'activité dans le secteur de la construction et les investissements publics en infrastructures. Par exemple, l'investissement public dans les infrastructures a augmenté de 3.1% du PIB en 1993 à 6.9% en 1998 (IMF, 2000) et cela peut avoir eu un impact favorable sur les conditions de vie des ménages urbains (accès à l'électricité, à l'eau potable etc.). En effet, la proportion des ménages connectés au réseau électrique et à l'eau courante et celle des ménages utilisant du gaz pour cuisiner a crû considérablement.

CONCLUSION

Dans ce travail, nous avons analysé l'évolution de la pauvreté en Côte d'Ivoire depuis 1985 en s'attachant à rendre compte de plusieurs dimensions de la pauvreté. Nous avons vérifié la robustesse des tendances observées par des techniques de la dominance et nous avons estimé de manière économétrique les caractéristiques des différentes formes de pauvreté. Ce travail a mis en évidence une tendance lourde d'aggravation de la pauvreté en milieu urbain en Côte d'Ivoire entre 1985 et 1993, puis un fléchissement du phénomène dans les centres urbains secondaires alors que la pauvreté a continué à augmenter à Abidjan. La confrontation de cette approche avec une appréhension du phénomène fondée sur les conditions d'existence a révélé une tendance quelque peu différente. Tout d'abord, l'ampleur de l'augmentation de la pauvreté en termes de conditions d'existence entre 1985 et 1993 a été bien moindre. D'autre part, l'année 1998 marque le début d'une évolution positive. Les conditions d'existence des ménages urbains ont progressé, à la fois à Abidjan et dans les autres villes, sans pour autant permettre de dépasser les niveaux atteints durant les années 1980.

Alors que l'importance du caractère multidimensionnel de la pauvreté dans les pays en développement comme dans les pays développés a déjà été mise en évidence par des analyses statiques, cette étude montre que la pauvreté des conditions d'existence peut adopter une dynamique différente de celle de la pauvreté monétaire. Il n'en demeure pas moins que cette analyse a permis de dégager plusieurs traits communs aux deux approches. Les ménages dirigés par un homme sont moins riches et vivent dans de plus mauvaises conditions que ceux

dirigés par une femme. Même si les personnes les moins éduquées restent les plus susceptibles d'être pauvres, chaque niveau d'éducation (primaire, secondaire ou supérieur) était, à la fin des années 1990, associé à un plus fort risque de pauvreté qu'auparavant. Ainsi, même les individus fortement éduqués étaient caractérisés par une incidence de pauvreté non négligeable en 1998. Cependant, même si les pauvres en termes monétaires et au regard des conditions d'existence peuvent être caractérisés par des variables observables communes, ils peuvent être distingués par des variables inobservables. Ce dernier point peut expliquer pourquoi les deux formes de pauvreté suivent une évolution différente. Cette divergence peut être également expliquée par le caractère par nature plus inerte de notre indicateur de conditions d'existence qui intègre des éléments de capacités des ménages moins fluctuants que leurs niveaux de dépenses courantes. D'un autre côté, l'approvisionnement et l'accessibilité des services publics qui ne sont pas strictement imputables aux conditions financières des ménages ou à leurs caractéristiques individuelles sont également pris en compte dans l'indicateur synthétique de conditions d'existence.

Bien que certains facteurs responsables de la reprise économique soient liés à une augmentation des activités dans le secteur moderne, la situation globale des consommateurs urbains ne s'est améliorée que partiellement. En effet, la dévaluation et le boom des prix mondiaux du cacao et plus encore du café ont principalement favorisé le secteur rural, particulièrement les producteurs de produits à l'exportation et les travailleurs agricoles. Les mesures de stabilisation réelle engagées durant les années 1980 et le milieu des années 1990, de même que la hausse des prix intérieurs consécutive à la dévaluation, ont néanmoins indéniablement touché de manière directe les salariés urbains, fonctionnaires et employés du secteur privé moderne. Entre 1985 et 1998, les salaires publics réels ont été divisés par deux et le salaire minimum a suivi cette tendance à la baisse. L'incidence de la pauvreté chez les salariés a été multipliée par dix entre 1985 et 1998 à Abidjan, par cinq dans les autres centres urbains ivoiriens. Toutes les catégories de ménages ont vu leur pouvoir d'achat régresser. Toutefois, les salariés publics sont restés les plus protégés de la pauvreté.

La situation économique et politique récente en Côte d'Ivoire n'apparaît pas favorable à une plus forte réduction des niveaux de pauvreté. Malgré le succès macroéconomique des programmes de stabilisation entre 1994 et 1998, les ressources publiques restent limitées pour favoriser la croissance économique et les politiques redistributives. En effet, elles restent

toujours tributaires, d'une part, des aléas des cours des matières premières et, d'autre part, d'un insuffisant développement du système fiscal qui n'est pas suffisamment réactif aux variations positives de la croissance.

Depuis 1998 la croissance a ralenti, en partie en raison de mauvaises conditions climatiques, et le PIB par tête a stagné et même diminué en 1999 et en 2000. Le processus d'ajustement structurel a été retardé. L'économie ivoirienne a été également affectée par une forte détérioration des termes de l'échange due à une importante baisse des prix des principales matières premières : les prix du cacao étaient durant l'été 2000 inférieurs de 40% par rapport à leur niveau de la fin de l'année 1998 (IMF, 2000). De plus, l'instabilité politique depuis les événements de décembre 1999 et le gel consécutif de l'aide internationale ont découragé et retardé les investissements privés, suggérant que l'économie ivoirienne fait face aujourd'hui à une crise d'ampleur comparable à celle de la fin des années 1980. Par ailleurs, bien que certains indicateurs de capacités des ménages tels que le niveau d'éducation aient connu des tendances de long terme positives, il semble qu'ils aient constitué un levier insuffisant pour la croissance. En effet, leurs niveaux sont encore trop bas (cf. Tableau n°15) et ils ne constituent pas une garantie pour bénéficier de bonnes conditions de vie ou d'un revenu suffisant, même s'ils en sont un important déterminant. Si la croissance est une condition nécessaire à l'amélioration du niveau de vie des populations, il apparaît clairement qu'elle n'est pas suffisante pour réduire la pauvreté. Des phénomènes d'hystérésis peuvent expliquer que, malgré la reprise économique, une large part de la population vit toujours dans une situation de pauvreté préoccupante.

BIBLIOGRAPHIE

- Atkinson A. et F. Bourguignon (1987), *Income Distribution and Differences in Needs*, in *Arrow and the Foundation of the Theory of Economic Policy*, G.F. Feiwel, ed., MacMillan, Londres.
- Berthélemy, J.-C., F. Bourguignon (1996), *Growth and crisis in Cote d'Ivoire*. Washington, D.C., *World Bank*, 240 p.
- Bourguignon F., de Melo J. et Suwa-Eisenmann A. (1995), *Dévaluation et compétitivité en Côte d'Ivoire*, *Revue Economique*, May, pp739-749.
- Calipel S. et Guillaumont Jeanneney S. (1996), *Dévaluation, chocs externes et politique économique en Côte d'Ivoire. Analyse de leurs effets respectifs à partir d'un modèle d'équilibre général calculable*, *Revue d'Economie du Développement*, vol. n°3, pp66-94.
- Cogneau D. et Collange G. (1998), *Les effets à moyen terme de la dévaluation des francs CFA : une comparaison Cameroun- Côte d'Ivoire*, *Revue d'Economie du Développement*, vol. n°3-4, pp125-147.
- Cogneau D. et S. Mesplé-Somps (2001), *La Côte d'Ivoire*, in *L'Afrique émergente*, J.C. Berthélemy et L. Söderling ed., *Centre de Développement*, OCDE, Paris.
- Deaton A. (1997), *The Analysis of Household Surveys. A microeconomic Approach to Development Policy*, Baltimore, London : *John Hopkins University Press*.
- Deaton A. et Zaidi S. (1999), *Guidelines for Constructing Consumption Aggregates for Welfare Analysis*, *Working Paper Research Program in Development Studies n°192*, Princeton University.
- DIAL (2000), *Etude de la pauvreté urbaine en Afrique de l'Ouest : Côte d'Ivoire, Mali, Sénégal*,. *Rapport préparé pour la Banque Mondiale*, DIAL, Paris, 360 p.
- Foster, J., Greer, J. et Thorbecke, E. (1984), *A Class of Decomposable Poverty Measures*, *Econometrica*, 52 (3), 761 – 766.
- Glewwe, P. (1991), *Investigating the Determinants of Household Welfare in the Côte d'Ivoire*. *Journal of Development Economics*, vol. 35, n°2, pp307-337.
- Greene, W.H. (1997), *Econometric Analysis*. *Upper Saddle River: Prentice Hall*.
- Grimm M. (2001), *A Decomposition of inequality and poverty changes in the context of macroeconomic adjustment. A microsimulation study for Côte d'Ivoire*, United Nations University, WIDER Discussion paper No. 2001/91, Helsinki, UNU/WIDER.
- Grootaert C. (1993), *The evolution of welfare and poverty under structural change and economic recession in Côte d'Ivoire, 1985-88*, Policy Research Working Paper n°1078, *World Bank*, Washington D.C.

Grootaert, C. (1994), Poverty and Basic Need Fulfilment in Africa During Structural Change: Evidence from Côte d'Ivoire. *World Development*, vol. 22, n°10, pp1521-1534.

Grootaert C. (1995), Structural change and poverty in Africa: a decomposition analysis for Côte d'Ivoire, *Journal of Development Economics*, vol. 47, pp375-401.

Grootaert C. (1996), Analyzing poverty and policy reform – The experience of Côte d'Ivoire, *London: Arebury Press*.

Grootaert, C. (1997), The determinants of Poverty in Côte d'Ivoire in the 1980s. *Journal of African Economies*, vol. 6, n°2, pp169-196.

Grootaert C. et R. Kanbur (1994), A new regional price index for Côte d'Ivoire using data from the International Comparison Project, *Journal of African Economies*, vol.3, n°1, pp114-141.

Grootaert C. et R. Kanbur (1995), The lucky few amidst economic decline. Distributional Change in Côte d'Ivoire as seen through panel data sets, 1985-88, *Journal of Development Studies*, vol. 31, n°4, pp603-619.

Grootaert C., Kanbur R. et Oh G.-T. (1995), The dynamics of poverty: why some people escape from poverty and others don't, An African case study, *Mimeo, World Bank, Washington D.C.*

Haddad L., Ruel M.T. et Garrett J.L. (1999), Are urban poverty and undernutrition growing? Some newly assembled evidence, *World Development*, vol.27, n°11, pp1891-1904.

IMF (2000), Côte d'Ivoire: Selected Issues and Statistical Appendix. *IMF Staff Country Report n°00/107*, IMF, Washington D.C.

Jones, C. et X. Ye (1997), Issues in Comparing Poverty Trends Over Time in Côte d'Ivoire. *Policy Research Working Paper 1711*, World Bank, Washington D.C.

Kakwani N. (1993), Poverty and Economic Growth with Application to Côte d'Ivoire, *Review of Income and Wealth*, vol.37, n°2, pp121-139.

Klasen, S. (2000), Measuring Poverty and Deprivation in South Africa. *Review of Income and Wealth*, vol.46, n°1, pp33-58.

Lollivier, S. et D. Verger (1997), Pauvreté d'existence, monétaire ou subjective sont distinctes. *Economie et Statistiques*, n°308-309-310, pp113-142.

Lollivier, S. et D. Verger (1999), Pauvretés d'existence, monétaire et subjective. Facteurs de persistance et corrélations sur données de panel. *Revue Economique*, vol.50, n°3, pp431-450.

Moser C.O.N., Herbert A.J. et Makonnen R.E. (1993), Urban poverty in the context of structural adjustment. Recent evidence and policy responses, TWU Discussion Paper No. 4, *World Bank, Washington D.C.*

Ravallion, M. (1998), Poverty Lines in Theory and in Practice. *LSMS Working Paper No. 133*, World Bank, Washington D.C.

Ravallion M. (2001), On the urbanization of poverty, Mimeo, *World Bank*, Washington D.C.

Razafindrakoto, M. et F. Roubaud (2000), The multiple facets of poverty in a developing country. The case of the Malagasy capital, Paper presented at « International Comparisons of Poverty », INSEE/EUROSTAT/SUSR conference, Bratislava, May.

Sen, A. (1985), *Commodities and Capabilities*. Amsterdam : North Holland.

Sen, A. (1993), Capability and well-being. In *The Quality of Life*, Nussbaum et Sen eds., Oxford : Clarendon Press.

World Bank (1997), Poverty in Côte d'Ivoire. A framework for action, Report No. 15640-IVC, *World Bank*, Washington D.C.

World Bank (2000a), World Development Indicators. CD ROM, *World Bank*, Washington D.C.

World Bank (2000b), World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty. *World Bank*, Washington D.C.

Annexe A : Limites concernant la comparabilité des enquêtes et ajustements effectués

La stratification des différentes enquêtes est la suivante : sont distinguées trois zones rurales (Forêt Est, Forêt Ouest et Savane) et deux zones urbaines (Abidjan et Autres villes). Cependant, la définition de la strate « Autres villes » n'est pas constante dans le temps. Les villes qui y sont incluses ne sont pas les mêmes dans toutes les enquêtes. Leur taille varie de 5000 habitants à plus de 400000 (Bouaké). La variation de la taille moyenne (75000 habitants en 1985, 58000 en 1988, 41000 en 1993 et 60000 en 1998) suggère que le processus d'urbanisation n'a pas été correctement appréhendé par les enquêtes. En l'absence d'information plus fiable concernant le processus d'urbanisation entre les différentes enquêtes, il n'a pas été possible de repondérer les échantillons de sorte que cette strate devienne parfaitement comparable dans le temps.

La désagrégation des dépenses dans les différentes enquêtes est par contre très similaire. La définition des dépenses retenue est conduite par la volonté d'appréhender leur dimension courante. Dès lors, sont exclus de l'agrégat retenu les investissements tels que les achats de logements et de terrains, les dépenses en biens durables comme les téléviseurs, les caméras, les radios, les climatiseurs, les moyens de transport privés. De même, les transferts ne sont pas pris en compte en raison de l'absence d'informations dans certaines enquêtes. De plus, l'autoconsommation ne fait pas partie de l'agrégat de dépenses dans la mesure où elle a un faible poids dans les dépenses totales des zones urbaines et peut être d'une certaine manière considérée comme négligeable. Des loyers fictifs ont été imputés aux propriétaires de leur logement. Ces loyers sont dérivés d'une estimation économétrique sur le sous-échantillon des locataires par un modèle tobit usuel pour corriger des biais potentiels de sélection.

Les problèmes d'harmonisation entre enquêtes concernent essentiellement la manière dont les dépenses alimentaires ont été collectées et la période de collecte des données considérée. Les questionnaires permettent d'avoir recours à au moins deux méthodes de calcul (cf. Jones et Ye, 1997) : (i) une estimation annualisée à partir des données collectées sur deux semaines (« *two week annualized estimate* ») pour les enquêtes LSMS et une estimation annualisée à partir des données collectées sur une semaine (« *one week annualized estimate* ») pour les autres enquêtes, qui consistent respectivement à multiplier par 26 et 52.1 les achats alimentaires des ménages renseignés sur une période de deux semaines ou d'une seule

semaine précédant l'enquête ; (ii) une estimation annuelle « normative » (*normative annual estimate*) qui consiste à annualiser deux types de réponses : le nombre de mois durant lequel le ménage a consommé un bien spécifique et le montant moyen qu'il a dépensé durant chacun des mois pour ce bien. A l'instar de Jones et Ye (1997), la méthode retenue consiste en une moyenne de ces deux méthodes. Plus précisément, les dépenses alimentaires annuelles calculées représentent 12 fois la moyenne arithmétique des dépenses alimentaires déclarées durant les 15 derniers jours (multipliées par 2) ou la semaine (multipliées par 4.29) précédant l'enquête et les dépenses déclarées mensuellement. Pour tous les autres biens, les dépenses ont été annualisées en multipliant chaque déclaration par le coefficient d'annualisation correspondant.

En tout état de cause, la robustesse des résultats a été éprouvée en estimant l'incidence de pauvreté par les différentes méthodes de calcul des dépenses alimentaires. La différence maximum entre les incidences de pauvreté pour une année donnée n'excède pas 3 points de pourcentage. De plus, dans certains cas le classement des incidences par année dépend de la méthode retenue. A Abidjan entre 1993 et 1995, par exemple, une période durant laquelle la pauvreté varie fortement, la tendance n'est pas inversée lorsque la méthode change. Cependant, dans les cas où les variations de l'incidence de pauvreté entre deux périodes sont très petites, comme c'est le cas dans la strate «Autres villes», la méthode de calcul peut changer la tendance et une conclusion claire ne peut se dégager. La méthode de calcul retenue mène en moyenne à des résultats situés entre les cas extrêmes. Il n'en reste pas moins que concernant le fort accroissement de la pauvreté entre 1985 et 1998, le choix de la méthode ne semble pas déterminant puisque chacune d'entre elles détermine la même tendance globale.

Un autre aspect important concerne la procédure de collecte et l'impact des variations saisonnières dans la déclaration des dépenses alimentaires. Ce point est particulièrement important pour les enquêtes EP et ENV pour lesquelles les interviews sont menées sur une période de 3 à 6 mois. Pour comparaison, les interviews des enquêtes LSMS ont lieu tout au long de l'année. Afin de tester l'influence des variations saisonnières, des variables indicatrices saisonnières ont été introduites dans les régressions sur le logarithme des dépenses par tête en plus des caractéristiques des ménages. Aucune de ces indicatrices ne s'est avérée significative, ce qui a motivé la décision de ne pas tenir compte des variations saisonnières des dépenses des ménages.

Enfin, pour tenir compte des différentiels de prix entre Abidjan et les autres villes, les coefficients de prix régionaux construits par Grootaert et Kanbur (1994) et révisés par l'Institut National de la Statistique de Côte d'Ivoire (cf. Jones et Ye, 1997) ont été utilisés. Malheureusement, les données sur l'évolution de ces déflateurs régionaux entre 1988, 1993 et 1998 n'existent pas. Dès lors, nous avons fait l'hypothèse assez peu satisfaisante que le différentiel de prix entre Abidjan et les autres villes est resté constant dans le temps. Le tableau n°10 résume les principales caractéristiques des enquêtes sur les ménages utilisées dans ce travail.

Tableau n°10 : Comparaison des différents échantillons des enquêtes utilisées

Type d'enquête	Période de collecte	Taille de l'échantillon	Base d'échantillonnage	Procédure de collecte
LSMS ^a	2/1985-1/1986	National 1,588 ménages Abidjan: 333 Autres villes: 344	Recensement de 1975 révisé en 1983 (excepté pour Abidjan et Bouaké pour lesquelles la base est le recensement de 1979/1980).	2 visites par ménage séparées par 15 jours.
LSMS ^a	5/1988-4/1989	National 1,600 ménages Abidjan: 304 Autres villes: 429	Recensement de 1988.	2 visites par ménage séparées par 15 jours.
EP ^b	Abidjan:3/1992-4/1992 Autres zones: 6/1993 to 11/1993	National 9,600 ménages Abidjan: 2,482 Autres villes: 2,878	Recensement de 1988.	Une visite par ménage
EP ^b	4/1995-5/1995	National 1,200 ménages Abidjan: 266 Autres villes: 212	Recensement de 1988.	Une visite par ménage
ENV ^c	8/1998-12/1998	National 4,200 ménages Abidjan: 860 Autres villes: 1,060	Recensement de 1988.	Une visite par ménage

^a LSMS: Living Standard Measurement Survey; ^b EP : Enquête Prioritaire; ^c ENV: *Enquête de Niveau de vie des ménages*.

Annexe B : Tableaux statistiques

Tableau n° 11 : Analyse de la dominance de premier et second ordres

Dominance de premier ordre (P0)					
Abidjan	1985 – 88	1988 – 92/93	1992/93 – 95	1995 – 98	1993 – 98
différenciation des courbes cumulées de dépenses ^{a)}	significative	significative	significative	significative	significative
nbre de croisements	3	pas de croisement	9	11	6
intervalle	[161 000 – 166 700]		[526 000 – 592 000]	[57 000 – 500 000]	[79 000 – 101 000]
	indéterminé ⇒ 161000 après 166700, P0(88)>P0(85)	P0(93)>P0(88)	P0(95)>P0(93) ⇒ 400 000 après 400 000, indéterminé	indéterminé ⇒ 60 000 de 60 000 à 400 000, P0(95)>P0(98) après 400 000, indéterminé	indéterminé ⇒ 150 000 de 150 000 à 300 000, P0(98)>P0(93) après 300 000, indéterminé
Autres villes					
différenciation des courbes cumulées de dépenses ^{a)}	significative	significative	significative	significative	significative
nbre de croisements	3	1	20	pas de croisement	20
intervalle	[108 000 – 116 500]	à 645 500	[28 000 – 113 000]		[448 000 – 612 000]
	indéterminé ⇒ 150000 après 150000, P0(88)>P0(85)	P0(93)>P0(88) ⇒ 600000 indéterminé ensuite	indéterminé ⇒ 350 000 après 350 000, P0(95)>P0(93)	indéterminé ⇒ 150 000 après 150 000 P0(95)>P0(98)	P0(93)>P0(98) ⇒ 200 000 indéterminé ensuite
Dominance de second ordre (P1, P2)					
Abidjan	1985 – 88	1988 – 92/93	1992/93 – 95	1995 – 98	1993 – 98
P1	indéterminé ⇒ 190 000 P1(88) > P1(85) ensuite	pas de croisement P1(93)>P1(88)	pas de croisement P1(95)>P1(93)	indéterminé ⇒ 60 000 de 60 000 à 400 000, P1(95)>P1(98) après 400 000,	pas de croisement P1(98)>P1(93)

indéterminé					
P2	indéterminé \Rightarrow 200 000 P2(88) > P2(85) ensuite	pas de croisement P2(93)>P2(88)	pas de croisement P2(95)>P2(93)	indéterminé \Rightarrow 60 000 P2(95)>P2(98) ensuite	pas de croisement indéterminé \Rightarrow 200 000 P2(98)>P2(93) ensuite
Autres villes					
P1	indéterminé \Rightarrow 140 000 P1(88) > P1(85) ensuite	pas de croisement P1(93)>P1(88)	indéterminé \Rightarrow 350 000 P1(95) > P1(93) ensuite	indéterminé \Rightarrow 150 000 après 150 000 P1(95)>P1(98)	pas de croisement P1(93)>P1(98)
P2	indéterminé \Rightarrow 180 000 P2(88) > P2(85) ensuite	pas de croisement P2(93)>P2(88)	indéterminé \Rightarrow 350 000 P2(95) > P2(93) ensuite	indéterminé \Rightarrow 200 000 après 200 000 P2(95)>P2(98)	pas de croisement P1(93)>P1(98)

a) test de Kolmogorov.

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

Tableau n° 12 : Composition des indicateurs de pauvreté non monétaire.

n°	Composantes	Description	2	1	0
1	logement	- nombre de personnes par pièce	plus de 3 pers.	entre 3 et 1 pers.	\leq à 1 personne.
2		- type de logement	banco.	cour commune	appart., maison, villa.
3	eau	type d'accès à l'eau	rivière, pompe	robinet commun.	robinet privé
4	éclairage	type de raccordement à l'électricité	pas raccordé	compteur coll.	compteur indi.
5	hygiène	type de toilette	pas de WC	fosse	WC avec chasse
6	combustible	type de combustible utilisé pour la cuisine	bois ramassé	charbon. pétrole	bois, gaz, électricité
7	éducation	rapport entre le nombre d'années d'études effectivement accomplies par l'ensemble des membres du ménage sur le nombre d'années d'études maximum possible étant donné l'âge de chacun	<0.2	\geq 0.2 & <0.5	\geq 0.5
8	richesse	nombre de biens en possession ¹⁾	\leq 1	>1 et \leq 4	>4

1) vélo, vélomoteur, voiture, télévision, radio, réfrigérateur, climatiseur, ventilateur, cuisinière

Tableau n° 13: Evolution des différentes composantes de l'indicateur de condition d'existence, Abidjan-Autres villes, 1985-1998

(%)	Abidjan				Autres villes				Milieu urbain total			
	1985	1988	1993	1998	1985	1988	1993	1998	1985	1988	1993	1998
nombre de personnes par pièce												
<=1	20.4	27.3	22.4	25.1	38.8	31.6	29.6	32.1	29.8	29.6	26.2	28.8
>1 & <=3	68.5	68.1	66.2	60.8	57.4	64.7	63.6	61.5	62.9	66.2	64.8	61.2
>3	11.1	4.6	11.4	14.1	3.8	3.7	6.8	6.4	7.3	4.2	8.9	10.0
type de logement												
appart villa	42.3	42.1	28.0	42.7	44.5	33.3	25.6	43.8	43.4	37.4	26.7	43.3
cour com.	54.5	56.9	57.5	49.1	40.7	58.8	63.9	52.0	47.5	57.9	61.0	50.6
banco	3.2	1.0	14.5	8.2	14.8	7.9	10.5	4.2	9.1	4.7	12.3	6.1
mode d'approvisionnement en eau												
robinet. indi.	35.1	42.8	30.5	39.2	21.3	10.7	21.2	30.4	28.1	25.5	25.5	34.5
robinet. coll.	64.3	57.2	66.1	57.7	34.6	36.3	19.4	23.6	49.2	46.0	41.0	39.5
pompe	0.6	0.0	3.4	3.1	44.1	53.0	59.4	46.0	22.7	28.5	33.5	26.0
mode d'éclairage												
compteur indi.	50.1	60.9	41.6	48.9	57.7	43.6	39.2	46.2	53.9	51.6	40.3	47.5
compteur coll.	19.2	24.7	36.2	39.6	14.7	20.7	23.7	29.0	16.9	22.6	29.5	33.9
pas raccordé.	30.7	14.5	22.2	11.5	27.6	35.7	37.1	24.8	29.2	25.8	30.2	18.6
type de toilette												
WC	67.9	72.3	43.6	39.0	22.7	14.4	14.0	16.9	44.9	41.1	27.8	27.2
fosse	19.0	25.7	46.7	58.1	72.5	71.9	78.1	77.5	46.2	50.6	63.5	68.4
rien	13.1	2.0	9.7	2.9	4.8	13.7	7.9	5.6	8.9	8.3	8.7	4.4
type de combustible												
gaz électricité.	24.3	32.2	25.1	40.3	15.5	9.3	5.9	11.3	19.8	19.9	14.8	24.8
Charb. pétrole	75.7	67.8	73.9	58.0	67.6	67.4	78.5	75.8	71.6	67.6	76.4	67.5
bois ramassé	0.0	0.0	1.0	1.7	16.9	23.3	15.6	12.9	8.6	12.5	8.8	7.7
niveau de capital humain du ménage												
>=0.5	17.7	17.8	21.0	34.3	17.1	10.2	14.6	22.8	17.3	13.7	17.6	28.2
>=0.2 & <0.5	39.0	42.1	39.4	34.6	34.0	42.1	31.9	34.3	36.5	42.1	35.4	34.5
<0.2	43.3	40.1	39.6	31.1	48.9	47.7	53.5	42.9	46.2	44.2	47.0	37.3
nombre de biens possédés par le ménage												
>4	51.8	50.3	21.4	19.9	47.9	45.8	13.3	14.2	49.8	47.9	17.0	16.8
>1 & <=4	32.3	40.1	44.4	44.7	39.1	37.0	39.2	37.3	35.8	38.4	41.6	40.7
<=1	15.8	9.6	34.2	35.4	13.0	17.2	47.5	48.5	14.4	13.7	41.3	42.4

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

Tableau n°14: Statistique descriptive des échantillons (niveau ménage, observations non pondérées)

	1985		1988		1992/93		1998		1985-1998	
	Moy.	Ecart-t.	Moy.	Ecart-t.	Moy.	Ecart-t.	Moy.	Ecart-t.	Moy.	Ecart-t.
Abidjan (=1)	0.49	0.50	0.42	0.49	0.31	0.46	0.45	0.50	0.37	0.48
Chef de ménage Homme (=1)	0.89	0.32	0.82	0.38	0.84	0.37	0.81	0.39	0.83	0.37
Age du chef de ménage	43.18	12.41	42.28	12.37	43.45	12.72	41.47	12.75	42.90	12.70
Chef de ménage immigré (=1)	0.58	0.49	0.30	0.46	0.13	0.34	0.35	0.48	0.23	0.42
Chef de ménage ivoirien (=1)	0.76	0.43	0.76	0.43	0.67	0.47	0.71	0.45	0.69	0.46
Education du chef du ménage										
- sans éducation	0.54	0.50	0.58	0.49	0.66	0.47	0.47	0.50	0.60	0.49
- niveau primaire	0.16	0.37	0.18	0.39	0.15	0.36	0.30	0.46	0.19	0.39
- niveaux secondaire et sup.	0.30	0.46	0.23	0.42	0.19	0.39	0.23	0.42	0.21	0.41
Education du conjoint										
- sans éducation	0.83	0.38	0.84	0.37	0.87	0.34	0.86	0.35	0.86	0.35
- niveau primaire	0.07	0.26	0.09	0.28	0.08	0.28	0.10	0.30	0.09	0.28
- niveaux secondaire et sup.	0.10	0.30	0.07	0.26	0.05	0.21	0.04	0.20	0.05	0.22
Activité du chef du ménage										
- indépendante agricole ou non-agricole.	0.34	0.47	0.41	0.50	0.44	0.50	0.42	0.49	0.42	0.49
- inactif ou chômeur	0.11	0.31	0.10	0.30	0.12	0.33	0.13	0.33	0.12	0.32
- salarié du secteur public	0.28	0.45	0.24	0.43	0.16	0.37	0.09	0.28	0.16	0.37
- salarié du secteur privé	0.27	0.44	0.26	0.44	0.28	0.45	0.37	0.48	0.29	0.46
Type du ménage										
- Famille nucléaire ou élargie non-polyg.	0.81	0.39	0.84	0.37	0.83	0.37	0.89	0.32	0.84	0.36
- Famille monoparentale	0.02	0.14	0.04	0.20	0.04	0.20	0.04	0.19	0.04	0.20
- Famille polygame	0.17	0.37	0.12	0.32	0.13	0.33	0.07	0.26	0.12	0.32
Composition du ménage										
- nombre d'enfants 0 à 5 ans	1.52	1.47	1.29	1.34	0.95	1.09	0.78	1.02	0.99	1.15
- nombre d'enfants 6 à 14 ans	2.42	2.37	1.91	2.01	2.00	2.10	1.47	1.79	1.91	2.07
- nombre d'adultes	4.19	2.66	3.11	1.91	3.21	2.14	3.38	2.50	3.32	2.27
- nombre de personnes 65 ans et plus	0.14	0.42	0.12	0.43	0.10	0.35	0.09	0.31	0.10	0.36
Nombre d'observations	670		732		5 359		1 913		8 674	

Sources: Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

Tableau n°15 : Indicateurs de niveau d'infrastructure de base, d'éducation et de santé.

1998	Côte d'Ivoire	Afrique Sub-saharienne	Pays à bas revenus ^{b)}	Pays à revenus intermédiaires
PNB par tête (PPA, \$US)	1 484	1 440	1 360	5 990
Consommation d'électricité (Kwh par habitant)	181	446	222	1 928
Espérance de vie à la naissance (années)	46	50	57	69
Taux de mortalité infantile (pour 1000 naissances.)	88	92	83	31
Taux brut de mortalité (pour 1 000 habitants)	17	15	12	8
Taux d'analphabétisme (% des pers. âgées de 15 et +)	56	41	38	12
Taux d'analphabétisme (% des pers. âgées de 15 à 24 ans.)	38	24	24	7
Taux brut de scolarisation primaire (1997)	71	106
Taux brut de scolarisation secondaire (1997)	24	66
Taux brut de scolarisation supérieur (1997)	5	2	5	25

^{b)} Chine & Inde exclus

Source: World Bank, 2000b