

Habitat et biens d'équipement comme indicateurs de niveau de vie des ménages : bilan méthodologique et application à l'analyse de la relation pauvreté-scolarisation

Jean-François Kobiane

Unité d'Enseignement et de

Recherche en Démographie

UIERD, Burkina Faso

Résumé

La disponibilité des informations sur les caractéristiques de l'habitat et les biens possédés par les ménages dans les enquêtes démographiques, permet de plus en plus une étude des interrelations entre pauvreté et comportements socio-démographiques. Toutefois, les méthodologies de construction de ces proxys de niveau de vie sont diverses, sans qu'on ne puisse toujours s'engager dans une comparaison des résultats, qui portent souvent d'ailleurs sur des contextes différents. Cet article présente un bilan de ces approches méthodologiques et examine la relation pauvreté-scolarisation en fonction de différents types de proxy. D'une part, l'étude révèle que l'indicateur classique de pauvreté basé sur les dépenses de consommation est celui qui rend mieux compte des inégalités entre classes sociales en matière de scolarisation des enfants, d'autre part, il ressort que les différents proxys sont très peu liés à l'indicateur classique. Ces proxys, d'ailleurs fortement corrélés entre eux, mettent surtout en évidence les différences entre les classes extrêmes.

Introduction

La question de la pauvreté, notamment les relations entre les conditions de vie des populations et l'accès aux services sociaux de base (santé, éducation, habitat, eau...) fait de plus en plus l'objet de recherche, de nos jours en Afrique subsaharienne. Cet intérêt croissant est en rapport avec deux phénomènes intimement liés : d'une part la (longue) crise économique que connaissent les pays africains depuis la fin des années 70 et le début des années 80, d'autre part l'évolution de la politique de développement des instances financières internationales (notamment la Banque mondiale) suite aux protestations suscitées par les effets négatifs des Programmes d'Ajustement Structurel (PAS) entrepris dans les années 80 et 90 pour résorber cette crise. Depuis la fin des années 80, la position de la Banque mondiale a évolué vers une plus grande prise en compte de la « *Dimension Sociale de l'Ajustement* » (DSA). « *Le programme DSA se voulait une réponse à la critique de l'Unicef [...] sur les conséquences négatives des programmes d'ajustement sur la santé et la nutrition des enfants* »¹ (Dubois, 1996 : 380). R. Kanbur et D. Vines (2000), dans un ouvrage récent, font d'ailleurs remarquer que la vision actuelle de la Banque mondiale en matière de lutte contre la

¹ Cf. notamment, à ce propos, l'ouvrage de G. A. Cornia *et al.* (1987) intitulé *L'Ajustement à visage humain : protéger les groupes vulnérables et favoriser la croissance*.

pauvreté correspond, dans une certaine mesure, à une remise en cause du modèle néoclassique pur, puisqu'il est de plus en plus admis que la pauvreté a, en fin de compte, un effet sur la croissance économique et que la disponibilité des services sociaux de base est une condition vitale de cette croissance.

Si la nécessité d'une meilleure compréhension des mécanismes et des manifestations de la pauvreté fait quasiment l'unanimité de nos jours, il reste cependant qu'en ce qui concerne sa *mesure*, la littérature offre une diversité d'approches méthodologiques : à *chacun ses pauvres*, pourrait-on dire, puisque chaque analyste (chercheur ou institution), en fonction de ses objectifs et des informations dont il dispose, tente de mettre au point un indicateur de pauvreté afin de mettre en évidence les inégalités socio-économiques. Si ces travaux, de plus en plus nombreux, sur le lien entre pauvreté et comportements socio-démographiques apportent nombre d'éclairages, il n'en demeure pas moins que la diversité des approches méthodologiques interpelle quant à la comparabilité des résultats. Plus particulièrement, on assiste à un recours de plus en plus important aux *caractéristiques de l'habitat* et aux *biens possédés par le ménage* pour construire des indicateurs de niveau de vie du ménage (ou "*proxys*" de niveau de vie, terme employé dans la littérature anglo-saxonne). L'objectif de cette communication est de faire un premier bilan des approches méthodologiques utilisées dans la construction de ces "*proxys*" et de voir dans quelle mesure le choix d'une méthodologie spécifique influe ou non sur la nature du lien "*pauvreté/comportements socio-démographiques*".

Dans un premier temps, nous faisons un bref rappel de la démarche classique de construction d'un indicateur de niveau de vie. Dans un deuxième temps nous examinons, d'une part, le lien entre différents types de proxys généralement rencontrés dans la littérature et, d'autre part, entre chacun de ces proxys et un indicateur classique de niveau de vie comme celui basé sur les dépenses. Enfin, nous analysons le lien entre niveau de vie du ménage et fréquentation scolaire des enfants en fonction des différents types d'indicateurs.

Mesures classiques de pauvreté

On parle de *pauvreté* dans une société donnée lorsqu'une partie de la population ne peut satisfaire ses besoins essentiels (Roach et Roach, 1972) ou que le bien-être (ou niveau de vie) de celle-ci est en deçà d'un minimum fixé selon les critères de cette même société (Ravallion, 1996). Par conséquent, la définition de la *pauvreté* et du *pauvre* est relative, puisque les concepts de *besoins essentiels* et de *bien-être* varient bien souvent d'un espace à un autre, mais aussi d'une époque à une autre. Mais quelle que soit leur diversité, toutes les définitions de la pauvreté peuvent être regroupées, selon Hagenaars et De Vos (1988, p. 212), en trois catégories : « (i) *poverty is having less than an objectively defined, absolute minimum*, (ii) *poverty is having less than others in society*, (iii) *poverty is feeling you do not have enough to get along* ». Sur

la base de la première définition, la pauvreté est qualifiée d'*absolue*, sur la base de la deuxième définition, elle est dite *relative*, et sur la base de la troisième définition, elle est *subjective*.

Ainsi, comme le rappelle M. Ravallion (1996, p. 4-5), « il existe un certain nombre de méthodes conceptuelles très différentes pour mesurer le bien-être de l'individu [ou du ménage, pourrait-on ajouter]. Elles se distinguent les unes des autres par l'importance qu'attache l'analyste à la manière dont l'individu juge lui-même son bien-être. Elles se distinguent aussi par la gamme des facteurs qu'elles s'efforcent de prendre en compte. Certaines méthodes ne considèrent que l'aspect essentiellement matérialiste du "bien-être économique" ou du "niveau de vie" (...), qui est pour une large part déterminée par la capacité de se procurer des biens. D'autres méthodes tentent de prendre en compte des aspects moins tangibles mais non moins importants du bien-être, tels ceux liés aux "droits" ».

Quelle que soit l'approche méthodologique, la mesure de la pauvreté pose généralement deux questions : celle de l'*« identifiant »*, c'est-à-dire de la variable (ou des variables) qui sera utilisée pour rendre compte de la pauvreté et celle de l'*« agrégation »*, c'est-à-dire la manière dont on va synthétiser les informations en un indicateur de pauvreté ou de niveau de vie.

Les variables auxquelles on a le plus recours dans les enquêtes classiques auprès des ménages pour la mesure du niveau de vie (ou de la *pauvreté monétaire*) sont les *dépenses de consommation* et/ou les *revenus* des ménages. Le recours aux dépenses de consommation se justifie par le fait que les dépenses totales du ménage au cours d'une année sont une meilleure mesure du revenu *permanent* du ménage que le revenu annuel lui-même (Kozel, 1990 ; De Vreyer, 1993 ; Ravallion, 1996). La principale raison à cela est que le revenu annuel est plus sujet à fluctuations que les dépenses de consommation. En outre, la collecte des informations sur les revenus, particulièrement en Afrique, est souvent ardue car « ... les personnes interrogées ne voient pas d'un très bon œil les questions qu'on leur pose sur leurs revenus. Par méfiance du gouvernement, elles ont donc tendance à minimiser leurs gains » (De Vreyer, 1993, p. 64).

Si les informations sur les revenus et/ou les dépenses de consommation sont rarement disponibles dans les enquêtes démographiques, à l'opposé les enquêtes de type « budget-consommation » qui collectent des données sur les revenus et/ou les dépenses n'ont généralement pas d'informations sur les variables démographiques. Il est alors difficile d'étudier, à partir d'une même source de données, les liens entre le niveau de vie et les comportements démographiques.

Toutefois, depuis plusieurs années maintenant, les enquêtes démographiques ainsi que les recensements collectent, presque systématiquement, des données sur les caractéristiques de l'habitat et/ou les biens d'équipement du ménage, permettant ainsi d'approcher une mesure des conditions de vie des ménages.

Bref aperçu des approches méthodologiques de construction d'indicateurs de niveau de vie à partir des caractéristiques de l'habitat et des biens d'équipement

Le foisonnement des analyses portant sur le lien entre pauvreté et variables socio-démographiques, ces dernières années, a été rendu possible par le développement de diverses méthodologies permettant de construire un proxy de niveau de vie à partir des informations sur l'habitat et les biens possédés par le ménage.

En ce qui concerne l'*identifiant* (les variables entrant dans la construction des indicateurs), la plupart des travaux prennent en compte aussi bien les caractéristiques de l'habitat que les biens d'équipement du ménage (Shapiro et Tambashe, 1996 ; Filmer et Pritchett, 1999 ; Montgomery *et al.*, 2000 ; Filmer et Pritchett, 2001 ; Hewett et Montgomery, 2001 ; Université de Lomé/URD, 2002). Certains proposent, en plus de l'habitat et des biens d'équipement possédés par le ménage, de prendre en compte l'instruction de la femme (Noumbissi et Sanderson, 1998), alors que d'autres s'en tiennent aux caractéristiques de l'habitat (Kobiané, 1998, 2002 et 2003).

Quant aux méthodes d'agrégation du proxy du niveau de vie, elles vont de procédés simples de sommation de scores préalablement affectés aux différentes modalités des variables d'étude à des méthodes d'analyse factorielle, en passant par des méthodes intermédiaires de standardisation.

A coté du nombre croissant de travaux proposant des indicateurs de niveau de vie à partir des caractéristiques de l'habitat et des biens d'équipement, on peut cependant s'étonner du fait que peu d'entre eux se sont intéressés à voir dans quelle mesure ces indicateurs rendaient véritablement compte du niveau de vie du ménage. En d'autres termes, quel est le niveau de corrélation entre ces proxys et un indicateur classique de pauvreté monétaire comme celui basé sur les dépenses de consommation ? Pour répondre à une telle question, il faut évidemment disposer de sources de données comportant à la fois des données sur les dépenses et des données sur l'habitat ainsi que les biens d'équipement, ce qui, il faut le reconnaître, est rare.

Les quelques travaux récents qui se sont intéressés à examiner le niveau d'association entre les proxys et les dépenses de consommation (indicateur classique de niveau de vie) arrivent à des conclusions diverses : M. Montgomery *et al.* (2000) analysant le lien entre trois proxys de niveau de vie et les dépenses de consommation du ménage à partir de l'exemple de six pays², arrivent à la conclusion que les proxys sont de faibles prédicteurs de la consommation par adulte. Cependant, ils estiment que lorsque ces proxys sont utilisés en vue de tester le lien entre *la consommation et les comportements démographiques*, ils offrent un avantage dans la mesure où les variables qui entrent dans la construction de ces proxys varient moins dans le temps que

² Il s'agit du Ghana, du Guatemala, de la Jamaïque, du Pakistan, du Pérou et de la Tanzanie.

les dépenses de consommation par adulte. En outre, les échantillons sur lesquels travaillent généralement les démographes sont de grande taille, ce qui renforce le pouvoir des tests basés sur les proxys. Par conséquent, estiment les auteurs, malgré leur faible pouvoir de prédiction des dépenses de consommation, ces indicateurs peuvent procurer des informations fort utiles dans l'analyse des inégalités sociales.

D. Filmer et L. H. Pritchett (1999) dans une analyse de la relation entre le statut économique du ménage et la scolarisation basée sur une comparaison de 35 pays, à travers les données des DHS (Enquêtes démographique et de santé) et plus récemment (2001) dans une étude portant sur l'Inde, arrivent à la conclusion selon laquelle un proxy de niveau de vie basé sur les caractéristiques de l'habitat et les biens d'équipement est un meilleur estimateur du statut économique de *long terme* (*long run economic status*) du ménage que les dépenses de consommation, plus sujettes à fluctuations. Ils observent ainsi que les inégalités entre groupes sociaux en matière de scolarisation sont beaucoup plus importantes lorsqu'ils recourent au proxy de niveau de vie qu'aux dépenses par adulte.

Les résultats de D. Filmer et de L. H. Pritchett diffèrent de ceux que nous avons observés dans une étude portant sur le Burkina Faso, d'où il ressort que quel que soit le milieu d'habitat, les écarts de scolarisation entre classes sociales sont plus importants avec l'indicateur de niveau de vie basé sur les dépenses de consommation qu'avec un proxy basé sur les caractéristiques de l'habitat (Kobiané, 2002). Ces résultats, a priori contradictoires, peuvent peut-être s'expliquer par des différences de méthodologies, notamment une différence dans le choix de l'identifiant : variables d'habitat et biens d'équipement d'une part, variables d'habitat uniquement d'autre part. Mais cela peut aussi résulter d'une différence dans la méthode d'agrégation : recours à une Analyse en Composantes Principales (ACP) d'une part, recours à une Analyse de Correspondances Multiples (ACM) suivie d'une ACP, d'autre part.

Pour procéder à une comparaison des différents indicateurs, il y a deux démarches : la première consiste à évaluer la différence entre les indicateurs due au *choix de l'identifiant* ; dans ce cas la méthode d'agrégation est la même pour chaque indicateur. La deuxième démarche consiste à évaluer les écarts dus au choix de la méthode d'agrégation, en gardant constant l'identifiant. Dans un premier temps, en optant pour une méthode d'agrégation donnée, nous nous proposons de voir si la prise en compte des biens possédés par le ménage en plus de l'habitat apporte un plus dans la mesure du niveau vie. Ensuite, après le choix de l'identifiant (entre « habitat » et « habitat + possessions »), nous examinerons l'effet de la méthode d'agrégation.

Les données utilisées sont issues de l'« *Enquête prioritaire : étude sur les conditions de vie des ménages* » encore dénommée enquête DSA (Dimensions Sociales de l'Ajustement) réalisée en 1994-95 par l'Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD) et financée par la Banque mondiale, le PNUD, la BAD et le Gouvernement Burkinabé. Cette enquête qui a concerné un échantillon national représentatif de 8642 ménages est la

première d'une série d'enquêtes périodiques (la seconde a eu lieu en 1998 et la troisième en 2003) dont l'objectif principal est le suivi des effets sociaux du Programme d'Ajustement Structurel (PAS) entrepris depuis 1991. Il s'agit donc d'une enquête qui aborde plusieurs aspects de la vie des ménages (éducation, santé, consommation, production, avoirs, etc.).

Les illustrations que nous faisons dans cette étude porte sur la ville de Ouagadougou dans laquelle 1 498 ménages ont été enquêtés. Le tableau 1 donne la répartition des ménages suivant les variables d'habitat et la possession des différents biens.

Quel identifiant : « Habitat » ou « habitat et biens » du ménage ?

Dans nos travaux antérieurs (Kobiané, 1998, 2002 et 2003), nous avons proposé un indicateur de niveau de vie basé sur les caractéristiques de l'habitat. L'une des conclusions à laquelle nous avons abouti est que ce proxy de niveau de vie permettait de distinguer surtout les classes sociales extrêmes (les « très nantis » et les « très pauvres »). La prise en compte des variables sur les biens possédés par le ménage apportent-elle une *information* (ou une *part de variance*) supplémentaire permettant une meilleure différenciation des classes sociales ?

Dans le souci d'évaluer le lien entre le proxy de niveau de vie basé sur les caractéristiques de l'habitat et l'indicateur classique de niveau de vie que sont les dépenses de consommation par adulte, la méthode d'agrégation que nous avons proposée (Kobiané, 2002) consistait à appliquer dans un premier temps une Analyse des Correspondances Multiples (ACM) et, dans un second temps, une Analyse en Composantes Principales (ACP).

L'ACM est une technique de réduction factorielle adaptée à l'étude des variables *qualitatives* ou *catégorielles* comme c'est le cas pour l'ensemble de nos variables d'étude qui sont soit *nominales* ou *ordinales*. Les variables quantitatives peuvent intervenir à condition d'être transformées au préalable en variables catégorielles. La matrice de données soumise à une ACM est un tableau dit *disjonctif complet* ou *tableau binaire*, dans lequel chaque individu-ligne a la valeur 0 ou 1 pour chaque variable/modalité-colonne. Dans l'ACM en effet chaque modalité (dichotomisée au préalable) intervient comme une variable.

L'une des richesses de l'ACM est justement de permettre la transformation de variables *qualitatives* en un nombre restreint de variables *quantitatives* puisque « ... les facteurs d'une ACM sont les variables numériques les plus liées à l'ensemble des variables qualitatives étudiées... » (Escofier et Pagès, 1998, p. 84) ³. Une fois les facteurs quantitatifs d'une ACM obtenus, la

³ L'ACM présente d'ailleurs d'autres richesses comparativement à d'autres méthodes d'analyse factorielle. Pour plus de détails sur la méthode, voir par exemple Volle (1993) ; Bouroche et Saporta (1998) ; Escofier et Pagès (1998).

question est alors de savoir comment synthétiser ceux-ci en un indicateur résumé représentant l'indicateur de niveau de vie ; et c'est là qu'intervient l'ACP.

Tableau 1 : Répartition des ménages de Ouagadougou suivant les caractéristiques de l'habitat et la possession des biens

Variables/Modalités	Effectifs	Pourcentages	Cotes
Habitat			
<i>Nature des murs</i>			
Béton/pierres/parpaings	374	25,0	4
Semi-dur	392	26,2	2
Banco	726	48,4	3
Autre type de mur	6	0,4	1
<i>Matériau du sol</i>			
Ciment	1 318	88,0	3
Terre battue	111	7,4	2
Autre type de sol	69	4,6	1
<i>Lieux d'aisances</i>			
Toilette avec chasse d'eau	85	5,7	6
Latrines privées	818	54,6	5
Latrines communes	353	23,6	4
Toilette publique	113	7,5	3
Dans la nature	99	6,6	2
Autre type d'aisances	30	2,0	1
<i>Type de douche</i>			
Douche avec conduite	102	6,8	4
Douche sans conduite	1 167	77,9	3
Douche publique	118	7,9	2
Autre type de douche	111	7,4	1
<i>Mode d'évacuation des ordures</i>			
Poubelle	372	24,8	5
Tas d'immondices	573	38,3	4
Fosse	305	20,4	3
Décharge publique	141	9,4	2
Autre mode d'évacuation	107	7,1	1
<i>Nombre de pièces du logement</i>			
Une pièce	201	13,4	1
Deux pièces	459	30,6	2
Trois pièces	315	21,0	3
De 4 à 5 pièces	359	24,0	4
Au moins 6 pièces	164	10,9	5
<i>Mode d'approvisionnement en eau</i>			
Robinet intérieur propre	192	12,8	5
Robinet intérieur partagé	111	7,4	4
Fontaine publique	955	63,8	3
Puits	148	9,9	2
Autre mode d'approvisionnement	92	6,1	1
<i>Source d'énergie pour l'éclairage</i>			
Électricité	386	25,8	3
Pétrole	1 089	72,7	2
Autre mode d'éclairage	23	1,5	1
<i>Source d'énergie pour la cuisson</i>			
Gaz	149	9,9	3
Bois	1 122	74,9	2
Autre source d'énergie	227	15,2	1

Tableau 1 (suite): Répartition des ménages de Ouagadougou suivant les caractéristiques de l'habitat et la possession des biens

Variables/Modalités	Effectifs	Pourcentages	Cotes
Biens possédés par le ménage			
<i>Principal moyen de déplacement</i>			
Automobile	127	8,5	4
Mobylette	814	54,3	3
Vélo	317	21,2	2
Aucun	240	16,0	1
<i>Téléviseur</i>			
Oui	417	27,8	2
Non	1081	72,2	1
<i>Radio</i>			
Oui	1168	78,0	2
Non	330	22,0	1
<i>Réfrigérateur</i>			
Oui	204	13,6	2
Non	1294	86,4	1
<i>Téléphone</i>			
Oui	115	7,7	2
Non	1383	92,3	1
<i>Nombre total de ménage = 1 498</i>			

L'ACP est une méthode d'analyse factorielle dont l'objectif est la *réduction d'un ensemble de variables quantitatives liées entre elles* en un nombre restreint de facteurs ou *composantes principales*. La première composante dans une ACP explique presque toujours une très forte proportion de la variance et par conséquent peut être interprétée comme l'indicateur le plus synthétique des variables de base, donc dans notre cas le proxy de niveau de vie.

Le choix entre « habitat » et « habitat + biens du ménage » comme identifiant peut se faire soit en examinant la part de variance (ou d'inertie) expliquée par les premiers facteurs de chacune des ACM (celle appliquée aux données d'habitat d'une part et celle appliquée aux données d'habitat et aux possessions du ménage d'autre part) ainsi que la part de variance expliquée par la première composante principale de l'ACP appliquée aux facteurs issus de l'ACM, soit en examinant le lien entre chaque proxy et l'indicateur basé sur les dépenses de consommation.

Les résultats du tableau 2 révèlent que la part d'inertie expliquée par les facteurs issus de l'ACM sur l'habitat est plus importante que celle issue de l'ACM sur l'habitat et les biens possédés par le ménage : en effet le premier facteur explique respectivement 17,2 % et 13,6 % de la variance dans les deux ACM. Même en considérant un nombre plus grand de facteurs (p.e. les six premiers) l'ACM sur les seules données d'habitat explique une plus grande part de la variance des données (respectivement 52,0 % et 42,4 %).

Les résultats de l'ACP vont dans le même sens et révèlent que la première composante principale (qui est le proxy de niveau de vie) explique 82,1 % de la variance avec les facteurs de l'habitat et 66,1 % avec les facteurs

issus de l'habitat et des biens. Au vu de ces résultats, on pourrait dire que la prise en compte des informations sur les biens possédés par le ménage n'apporte guère plus d'« information ».

Tableau 2 : Valeurs propres et pourcentages d'inertie expliquée par les 6 premiers axes factoriels dans l'ACM sur les caractéristiques de l'habitat et celle sur habitat et biens possédés par le ménage

Axes	Valeurs propres		Inertie (%)		Cumul (%)	
	ACM hab.	ACM hab. & biens	ACM hab.	ACM hab. & biens	ACM hab.	ACM hab. & biens
1	0,438	0,440	17,2	13,7	17,2	13,6
2	0,249	0,257	9,8	7,9	27,0	21,6
3	0,193	0,228	7,6	7,1	34,6	28,7
4	0,168	0,165	6,6	5,1	41,2	33,8
5	0,144	0,142	5,6	4,4	46,8	38,2
6	0,132	0,134	5,2	4,2	52,0	42,4

Examinons cette fois-ci le lien entre chacun des deux indicateurs et l'indicateur classique basé sur les dépenses de consommation. Avant cela, rappelons la démarche de construction de cet indicateur.

La première étape consiste à calculer l'ensemble des *dépenses annuelles de consommation du ménage*. Ces dépenses correspondent aux achats de *consommation alimentaires et non alimentaires* ainsi qu'à la *valeur monétaire de l'autoconsommation* (alimentaire et non alimentaire), auxquelles s'ajoutent la *valeur imputée à la propriété des biens durables* et, pour les personnes non locataires (propriétaires, personnes logées gratuitement, etc.) la *valeur imputée du loyer* (ou prix fictif du loyer).

Une fois les dépenses totales du ménage obtenues, la deuxième étape consiste à les *ajuster* (ou standardiser) en faisant intervenir deux indices (*déflateurs* dans le jargon économique), à savoir un *indice des prix* (pour tenir compte de la variabilité du coût de la vie entre régions) et le *nombre d'équivalents adultes* du ménage pour tenir compte des différences de composition par âge et sexe d'un ménage à un autre.

La prise en compte de l'indice des prix est surtout pertinente lorsqu'on procède à une comparaison régionale de la pauvreté. Nous pouvons donc nous passer de ce déflateur, dans la mesure où nous travaillons sur une seule entité géographique, en l'occurrence Ouagadougou. Le calcul du nombre d'équivalents adultes suppose une échelle de consommation. L'échelle que nous avons adoptée est celle dite d'Amsterdam (Deaton et Muellbauer, 1980).⁴

⁴ Cette échelle donne les poids suivants en équivalent adultes :

- 0,52 pour tout membre âgé de moins de 14 ans ;
- 0,90 pour tout membre de sexe féminin âgé de 14 ans ou plus ;

En rapportant l'ensemble des dépenses annuelles de consommation au nombre d'équivalents adultes dans le ménage, on a donc la distribution de l'indicateur de niveau de vie.

Les résultats (tableau 3) révèlent que le niveau de corrélation (le r de Pearson) entre les dépenses de consommation et l'indicateur basé sur l'habitat est un peu plus élevé (0,37) que celui observé avec l'indicateur basé sur l'habitat et les biens (0,34). Cependant, on note une très forte corrélation entre les deux proxys de niveau de vie (0,89).

Tableau 3 : Niveau de corrélation (r de Pearson) entre proxys

	Indic. habitat	Indic. hab. & biens	Indic. dépenses
Indic. habitat	1	0,89	0,37
Indic. hab. & biens		1	0,34
Indic. dépenses			1

Ces premiers résultats tendent à montrer que dans le contexte de la ville de Ouagadougou, les données sur l'habitat rendent déjà suffisamment compte des inégalités économiques et que la prise en compte des biens possédés par le ménage n'apportent pas une information substantielle de plus. Toutefois, malgré cette légère « supériorité » des données sur l'habitat, dans la suite nous utiliserons comme identifiant les données sur l'habitat et les biens du ménage, car il s'agit des informations les plus utilisées dans la littérature. Par ailleurs, l'objectif de la section qui suit n'est plus tant de montrer les « qualités » d'un identifiant mais plutôt celles des méthodes d'agrégation.

Effet de la méthode d'agrégation

Nous avons identifié dans la littérature quatre méthodes d'agrégation ayant des degrés de complexification assez diversifiés : les trois premières méthodes nécessitent que les variables soient transformées au préalable en variables ordinales, c'est-à-dire qu'on devrait pouvoir affecter un poids à chacune des modalités des différentes variables permettant ainsi une hiérarchisation de celles-ci (tableau 1). Mais ces cotes sont données de façon *arbitraire* et il s'agit là d'une des principales limites de ces méthodes. En prenant l'exemple du principal moyen de déplacement (tableau 1), on suppose implicitement que la « distance économique » et même « sociale » entre l'automobile et la mobylette est la même que celle entre une mobylette et un vélo, ce qui ne semble pas réaliste. On pourrait donner des scores aux modalités en tenant compte de la valeur monétaire de chaque bien, mais quel que soit le degré de précision, il y aura toujours une certaine part d'arbitraire.

- 0,98 pour tout membre de sexe masculin âgé de 14 à 17 ans ;
- 1,00 pour tout membre de sexe masculin âgé de 18 ans ou plus.

- la méthode 1 : il s'agit d'une *méthode sommaire* d'agrégation. Une fois notées (ou cotées) dans l'ordre croissant les modalités de chaque variable, cette méthode consiste à sommer l'ensemble des notes d'un ménage sur l'ensemble des variables. En nommant k_i^v la note du ménage i sur la variable v , le proxy de niveau de vie pour le ménage i ,

$$IPHB_1^i = \sum_{v=1}^m k_i^v, \text{ où } m \text{ est le nombre total de variables d'étude, dans}$$

notre cas 14 ($IPHB$ =Indicateur de Pauvreté basé sur l'Habitat et les Biens) ;

- la méthode 2 : à la différence de la méthode 1, la méthode 2 standardise tout d'abord chacune des cotes obtenues par chaque individu en la ramenant à un intervalle de variation qui est de $[0, 1]$. Cette démarche inspirée de la méthode de calcul de l'Indicateur de Développement Humain (IDH) du PNUD (1995) et utilisée par A. Noubissi et J.P. Sanderson (1998) et Université de Lomé/URD, 2002) permet de donner le même poids à chaque variable. En effet, dans la méthode 1, les variables comportant un nombre important de modalités ont un poids beaucoup plus important. Pour chaque variable v , un indice partiel est calculé pour chacun des individus. Pour l'individu i ,

$$I_v^i = \frac{k_i^v - \min^v}{\max^v - \min^v}, \text{ où } k_i^v \text{ est la note du ménage } i \text{ sur la variable } v,$$

\min^v , la plus petite valeur de la variable v et \max^v la plus grande valeur.

$$0 \leq I_v^i \leq 1$$

Une fois l'ensemble des indices partiels obtenus, le proxy de niveau de vie

pour l'individu i est $IPHB_2^i = \left(\sum_{v=1}^m I_v^i \right) / m$;

- la méthode 3 : elle consiste à appliquer une ACP normée⁵ à l'ensemble des variables rendues ordinales et considérer la première composante comme le proxy de niveau de vie, c'est-à-dire $IPHB_3$. Rigoureusement, compte tenu de la nature des variables, cette méthode n'est pas adaptée. Pourtant, elle est l'une des plus utilisées dans la littérature ;
- enfin, la méthode 4 est celle que nous avons présentée à la section précédente et qui consiste à appliquer tout d'abord une ACM aux modalités de l'ensemble des variables et ensuite une ACP normée aux principaux facteurs issus de cette ACM. Ce proxy, nous le nommons $IPHB_4$.

⁵ Dans une ACP *normée*, chaque variable de base est centrée et réduite (moyenne nulle et variance unitaire). Cette démarche a l'avantage de donner le même poids aux variables de base, afin d'éviter que l'une d'entre elles n'influence trop du fait de son échelle les composantes principales.

Quelques résultats sur les indicateurs

Le tableau 4 donne quelques résultats sur les trois indicateurs : l'une des statistiques la plus intéressante à examiner est le coefficient de variation (rapport de l'écart-type à la moyenne) qui permet une meilleure comparaison de la dispersion des différents indicateurs, puisque l'effet de l'unité de mesure de chaque variable est éliminé. Ainsi, en comparant la dispersion des trois premiers indicateurs, il ressort que c'est l'indicateur classique de niveau de vie basé sur les dépenses qui présente la plus grande hétérogénéité avec un C.V. de 1,85, suivi de l'IPHB₂ (méthode « IDH ») avec 0,31 et l'IPHB₁ (méthode sommaire) avec 0,16. Les IPHB₃ et IPHB₄ étant des distributions normées, on ne peut calculer des C.V. (ceux-ci tendent vers l'infini). Cependant, lorsqu'on examine l'étendue (*valeur maximale - valeur minimale*) des distributions, on peut en conclure que l'IPHB₄ présente une dispersion plus grande que l'IPHB₃ (l'étendue est respectivement de 7,0 et de 5,2).

Tableau 4 : Caractéristiques de tendance centrale et de dispersion des indicateurs de pauvreté (IPD en francs CFA, prix courant 1994 ; les IPHB_i n'ont pas d'unité)

Indice de pauvreté	Statistiques					
	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum	Écart-type	C.V. (sans unité)
IPD	118 116	64 272	5 935	13 560 923	218 424	1,85
IPHB ₁	33,9	34,0	18	50	5,4	0,16
IPHB ₂	0,51	0,49	0,13	1	0,16	0,31
IPHB ₃	0	-0,24	-2,0	3,2	1	→ ∞
IPHB ₄	0	-0,34	-0,9	6,1	1	→ ∞

Evaluation de la cohérence des quatre proxys

Cette évaluation comporte deux étapes : la première qui est une évaluation interne examine la distribution de certaines variables de base suivant les différentes classes de niveau de vie pour chaque indicateur. La seconde étape consiste (évaluation externe) à examiner le niveau de corrélation de chacun des proxys avec l'indicateur de dépenses. La constitution des classes de niveau de vie est basée sur la détermination de *seuils relatifs* de pauvreté, notamment les *quintiles* qui donnent 5 classes de ménages, chacune représentant 20 % de l'effectif total : les 40 % de la population situés en bas de l'échelle de niveau de vie sont souvent considérés comme pauvres, les 20 % en bas de l'échelle correspondant à la population dans l'« extrême pauvreté » (Kusnic et Da Vanzo, 1982 ; Gillis *et al.*, 1990 ; Burkina Faso, 1996), c'est-à-dire les « très pauvres ». L'approche par les quintiles permet en outre de distinguer un groupe intermédiaire de la population entre les 40 % de pauvres et les 40 % de nantis.

Globalement, les résultats du tableau 5, quel que soit l'indicateur de niveau de vie, vont dans le sens attendu : la proportion de ménages présentant les différentes caractéristiques croît avec le niveau de vie. Ce qui signifie, *a priori*, que chacun de ces indicateurs rend compte, dans une certaine mesure, d'un profil socio-économique du ménage. Mais il existe quelques différences lorsqu'on compare l'IPHB₄ aux trois premiers indicateurs. En effet, l'IPHB₄ différencie très peu les ménages en ce qui concerne la possession d'une radio (les écarts entre les quatre premières classes sont faibles), alors qu'avec les trois premiers indicateurs, ce sont les classes nanties qui ne se différencient pas quant à l'accès à la radio. Une autre différence qui se situe entre l'IPHB₄ et les trois autres, et qui apparaît très clairement au niveau du nombre de pièces (au moins 6 pièces), de l'électricité, de l'automobile et du réfrigérateur, est qu'avec l'IPHB₄, on note une proportion relativement élevée de ménages pauvres possédant ces caractéristiques : Par exemple, avec l'IPHB₄, 6,5 % des ménages « très pauvres » ont un téléviseur 1,3 % ont une automobile et 4,2 % ont un logement d'au moins 6 pièces. Ces proportions sont respectivement de 1,1 %, 0,4 %, et 0,0 % avec l'IPHB₁ ; 0,0 %, 0,7 %, et 0,7 % avec l'IPHB₂ et enfin 0,0 %, 0,0 % et 0,3 % avec l'IPHB₃. Avec l'IPHB₄, on retrouverait donc davantage de ménages dans la classe des « très pauvres » ayant un profil plutôt de « nantis ».

Tableau 5 : Pourcentages de ménages possédant certaines caractéristiques d'habitat et biens suivant les différents profils de pauvreté

Indicateurs	Pourcentages de ménages									
	Murs durs	Pou- belle	≥ 6 pièces	Électri- cité	Cuisson à gaz	Auto- mobile	Télé.	Radio	Frigo	Télé- phone
<i>IPHB₁</i>										
Très pauvres	5,0	1,4	0,0	0,7	0,7	0,4	1,1	50,0	0,0	0,4
Pauvres	8,5	6,0	1,0	6,5	1,5	0,5	4,5	61,0	0,0	0,0
Interméd.	10,9	12,4	6,7	7,2	2,5	1,0	11,4	80,2	0,7	0,2
Nantis	27,9	26,9	17,9	32,1	6,6	2,8	32,4	94,8	8,6	1,7
Très nantis	67,7	70,8	25,8	77,3	35,7	35,1	82,3	95,0	54,7	33,5
<i>IPHB₂</i>										
Très pauvres	6,0	3,0	0,7	1,0	0,3	0,7	0,0	31,3	0,0	0,0
Pauvres	8,5	10,2	4,1	5,4	1,4	0,0	1,7	69,2	0,0	0,3
Interméd.	10,9	14,6	10,9	5,6	1,7	1,0	5,3	96,4	0,0	0,0
Nantis	29,5	28,5	17,4	32,1	7,9	2,0	39,3	96,1	3,6	1,3
Très nantis	70,3	68,2	21,6	85,1	38,9	39,2	93,2	96,6	65,2	37,2
<i>IPHB₃</i>										
Très pauvres	4,7	2,3	0,3	0,3	0,7	0,0	0,0	45,5	0,0	0,0
Pauvres	5,7	11,3	3,3	2,7	1,0	0,7	3,3	67,0	0,0	0,3
Interméd.	14,0	16,0	13,3	6,7	2,0	1,3	6,3	86,7	0,0	0,0
Nantis	31,0	28,0	17,7	30,7	7,3	2,3	37,7	95,0	3,3	1,3
Très nantis	69,6	66,6	20,1	88,6	38,8	38,1	92,0	95,7	64,9	36,8
<i>IPHB₄</i>										
Très pauvres	0,0	2,9	4,2	0,0	0,0	1,3	6,5	73,2	0,3	0,7
Pauvres	7,8	12,6	9,6	2,0	0,0	1,4	11,3	72,0	1,0	0,0
Interméd.	17,7	22,3	12,0	14,0	0,7	3,0	20,7	78,0	4,7	1,3
Nantis	28,1	29,1	15,4	37,5	8,0	6,7	35,5	78,6	15,4	6,4
Très nantis	71,3	57,3	13,7	75,3	41,0	30,0	65,3	88,0	46,7	30,0
Ensemble	25,0	24,8	10,9	25,8	9,9	8,5	27,8	78,0	13,6	7,7

Lorsqu'on examine cette fois-ci les coefficients de corrélation avec l'indicateur de dépenses (tableau 6), force est de constater que d'une manière générale ceux-ci présentent des valeurs très faibles. L'IPHB₃ (méthode ACP) est celle qui présente le coefficient le plus élevé (0,37). Ce proxy est donc celui qui reflète le plus l'effet de la consommation par adulte. Il est suivi de l'IPHB₂ (méthode IDH) et de l'IPHB₄ (méthode ACM + ACP) avec un r de 0,34. L'IPHB₁ (méthode sommaire) est celui qui présente le plus faible niveau de corrélation (0,30).

On peut signaler aussi la forte corrélation qui existe entre les trois premiers proxys (IPHB₁, IPHB₂ et IPHB₃) avec un $r \geq 0,95$. Par contre, l'IPHB₄ présente des niveaux de corrélation plus faibles avec ces trois premiers indicateurs, quoi que la corrélation entre l'IPHB₄ et l'IPHB₃ soit honorable (0,61).

Tableau 6 : Coefficients de corrélation (r de Pearson) entre les différents proxys et l'indicateur classique de niveau de vie

	IPHB ₁	IPHB ₂	IPHB ₃	IPHB ₄	IPD
IPHB ₁	1	0,97	0,95	0,49	0,30
IPHB ₂		1	0,97	0,53	0,34
IPHB ₃			1	0,61	0,37
IPHB ₄				1	0,34
IPD					1

Niveau de vie du ménage et fréquentation scolaire des enfants

Dans cette dernière section, nous examinons l'effet de la méthode d'agrégation sur la nature du lien entre niveau de vie du ménage et fréquentation scolaire des enfants. Quel est l'indicateur qui met davantage en évidence les différences de niveau de scolarisation entre classes sociales ? Y a-t-il finalement une différence fondamentale entre les quatre proxys de niveau de vie basés sur l'habitat et les biens du ménage ?

Le graphique ci-dessous montre l'évolution du taux de scolarisation d'une classe à l'autre pour chaque indicateur de niveau de vie. Nous présentons les résultats pour l'ensemble des enfants ainsi que pour les seuls enfants du chef de ménage. Il est en effet important de contrôler la relation entre le niveau de vie du ménage et la scolarisation des enfants par le statut familial de l'enfant, particulièrement en milieu urbain où on rencontre, davantage dans les ménages les plus aisés, des enfants confiés pour l'aide aux travaux domestiques (Kobiané, 2002 et 2003). Ce qui explique que le niveau de scolarisation avec l'indicateur de dépenses décroît de la classe des « nantis » à celle des « très nantis » (figure a). En contrôlant par le statut familial (figure b), l'allure de la courbe devient régulière.

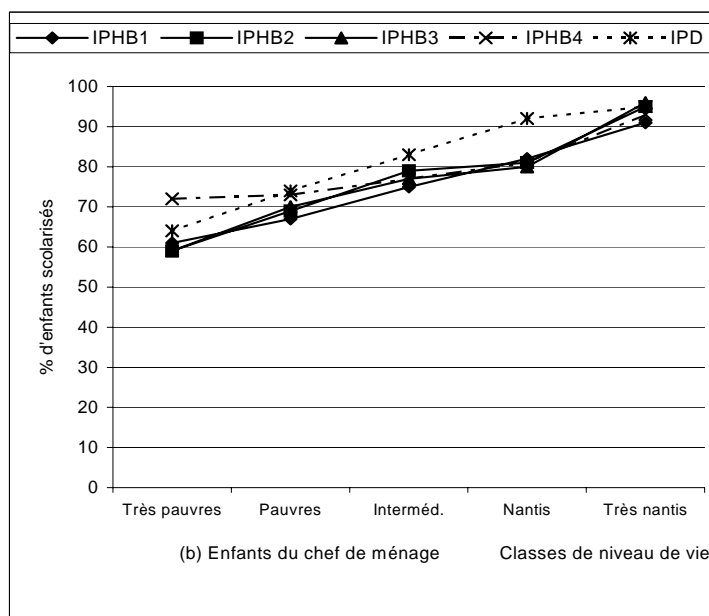
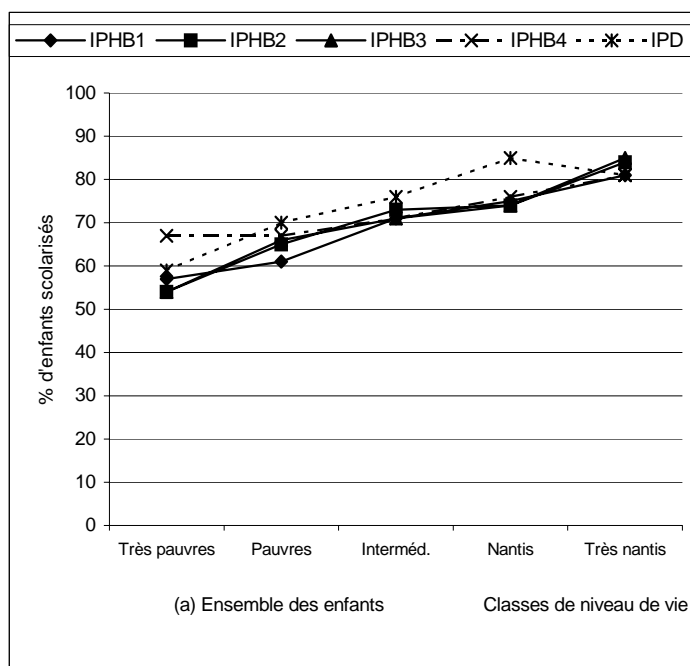


Figure : Niveau de vie du ménage et fréquentation scolaire des enfants (6-14 ans) en fonction du type d'indicateur à Ouagadougou

Un premier résultat, que l'on peut mettre en évidence (surtout lorsqu'on examine la figure b) et qui va dans le sens de la forte corrélation entre les trois premiers indicateurs, c'est qu'il n'existe pratiquement pas de différence dans l'allure des courbes de l'IPHB₁, de l'IPHB₂ et de l'IPHB₃. Les courbes sont quasiment confondues et présentent, à chaque classe, des niveaux de fréquentation scolaire inférieurs à ceux observés avec l'IPD. L'IPHB₄ se distingue des trois autres par le fait qu'il ne présente aucune différence entre les deux premières classes (cet indicateur surestime le niveau de scolarisation chez les « très pauvres »). À partir de la classe intermédiaire, l'allure de la courbe de l'IPHB₄ rejoint celles des trois premiers.

Un autre résultat qu'on pourrait souligner et qui a été observé dans d'autres travaux basés sur les proxys de niveau de vie, c'est que les différences entre les classes intermédiaires ne sont pas assez nettes : on le voit bien, ici, qu'entre la classe intermédiaire et celle des « nantis » il n'existe quasiment pas de différence significative quel que soit le proxy. Les proxys de niveau de vie mettent davantage en exergue les écarts entre les classes extrêmes (les « très pauvres » et les « très nantis ») et on peut d'ailleurs noter (figure b) que les niveaux de scolarisation que donnent les proxys pour les classes extrêmes sont quasiment les mêmes que ceux que donne l'indicateur de dépenses.

Conclusion

La disponibilité des informations sur les caractéristiques de l'habitat et les biens possédés par les ménages dans les enquêtes démographiques, permet de plus en plus une étude des interrelations entre pauvreté et comportements socio-démographiques. Mais les méthodologies de construction des indicateurs de niveau de vie à partir de ces informations sont diverses, sans qu'on ne puisse toujours s'engager dans une comparaison des résultats, qui portent le plus souvent d'ailleurs sur des contextes très différents.

L'objectif de la présente communication était d'esquisser un bilan de ces approches méthodologiques et de voir, à partir d'une même source de données, si le choix d'une méthodologie particulière influait substantiellement sur la nature du lien pauvreté /scolarisation.

Dans un premier temps nous avons comparé, à partir d'une même méthode d'agrégation, un proxy basé sur les seules caractéristiques de l'habitat et un autre basé sur les caractéristiques de l'habitat et les biens possédés par le ménage. Il en ressort que dans le contexte de Ouagadougou, les seules variables d'habitat expliquent une part de variance plus importante, c'est-à-dire rendent compte d'une plus grande hétérogénéité des ménages que le recours à l'habitat et aux biens d'équipement possédés par le ménage. En l'absence de données sur les revenus ou les dépenses, le choix d'un identifiant, dans le contexte de Ouagadougou, devrait porter sur les

caractéristiques de l'habitat que sur les caractéristiques de l'habitat *et* les biens d'équipement réunis. L'implication de ce résultat pour les recherches futures est qu'il ne faudrait pas prendre systématiquement pour acquis que les caractéristiques de l'habitat en plus des biens possédés par le ménage sont le meilleur proxy du niveau de vie. Une analyse préalable afin de comparer la part de variance expliquée par chaque groupe de variables (habitat, biens d'équipement, habitat + biens d'équipement) peut s'avérer utile.

En considérant un *identifiant* donné, en l'occurrence les variables d'habitat et celles sur la possession de certains biens par le ménage, nous avons examiné les variations dues à la *méthode d'agrégation*. La première méthode (IPHB₁) est une méthode sommaire de sommation de cotes affectées aux modalités de chaque variable d'étude rendue ordinale. La deuxième méthode (IPHB₂) standardise pour chaque variable la cote de chaque individu dans l'intervalle [0 ; 1] en s'inspirant de la méthode de construction de l'Indice de Développement Humain (IDH) du PNUD. La troisième méthode (IPHB₃) applique tout simplement une Analyse en Composantes Principales (ACP) aux variables d'étude et considère la première composante comme l'indicateur de niveau de vie. Enfin, la quatrième méthode (IPHB₄), compte tenu de la nature des variables (qui sont catégorielles) applique tout d'abord une Analyse des Correspondances Multiples (ACM) et ensuite applique aux facteurs de cette ACM qui sont des variables quantitatives, une ACP, tout en considérant également la première composante comme le proxy de niveau de vie.

L'un des résultats auxquels nous aboutissons et qui a été observé par ailleurs (Montgomery *et al.*, 2000 ; Kobiané, 2002) est que d'une manière générale, ces proxys de niveau de vie sont très faiblement corrélés à un indicateur classique de niveau de vie comme la consommation par adulte.

Néanmoins, lorsqu'on examine la relation entre chacun de ces indicateurs (y compris l'indicateur classique de niveau de vie) et la fréquentation scolaire, il ressort que l'indicateur classique est celui qui rend le mieux compte des inégalités de scolarisation entre classes sociales. L'allure des courbes va dans le sens attendu également, en ce sens que plus le niveau de vie est élevé, plus la fréquentation scolaire des enfants est forte. Cependant, on note que les proxys de niveau de vie, contrairement à l'indicateur classique, ne distinguent pas assez bien certaines classes intermédiaires, en l'occurrence ici les classes « intermédiaire » et « nantis ». Mais ils rendent compte du même écart entre les classes extrêmes (« très pauvres » et « très nantis ») que l'indicateur classique.

On peut finalement mentionner la forte corrélation entre l'IPHB₁, l'IPHB₂ et l'IPHB₃ ce qui explique d'ailleurs la forte similitude des courbes relatives à ces trois indicateurs. L'IPHB₄ se distingue des trois premiers en ce sens qu'il ne permet pas de différencier, en plus, les classes « très pauvres » et « pauvres ». Il est d'ailleurs faiblement corrélé aux trois autres.

A cette étape-ci de nos réflexions, il semble que la méthode d'agrégation ne joue pas fondamentalement sur la nature du lien entre proxy de niveau de vie et fréquentation scolaire. Toutefois, il faudra poursuivre la réflexion : d'une part, en appliquant la même démarche à d'autres sources de données burkinabé (par exemple, les enquêtes de 1998 et de 2003) ou d'autres contextes géographiques (par exemple, d'autres villes africaines) afin de voir si les mêmes résultats s'observent ; et d'autre part, en examinant le lien entre chacun de ces proxys et d'autres phénomènes sociaux tels que la santé.

Bibliographie

- Burkina Faso/Institut National de la Statistique et de la Démographie. 1996. *Le profil de pauvreté au Burkina Faso*. Première édition, Ouagadougou, 170 p.
- Bouroche, Jean-Marie et Gilbert Saporta. 1998. *L'analyse des données*, 7^e édition, Presses Universitaires de France, Collection Que sais-je ? Paris, 128 p.
- Cornia, Giovanni Andrea, Richard Jolly et Frances Stewart. 1987. *L'Ajustement à visage humain : protéger les groupes vulnérables et favoriser la croissance*, UNICEF, Economica, Paris, 372 p.
- Deaton, Angus et John Muellbauer. 1980. *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press.
- De Vreyer, Philippe. 1993. « Une analyse économétrique de la demande d'éducation en Côte-d'Ivoire », *Revue d'économie du développement*, Vol. 3, p. 51-79.
- Dubois, Jean-Luc. 1996. « L'expérience du programme Dimensions sociales de l'ajustement. Apports méthodologiques et réflexions d'ensemble », *Cahiers Sciences Humaines*, Vol. 32, N° 2, p. 379-402.
- Escofier, Brigitte et Jérôme Pages. 1998. *Analyses factorielles simples et multiples. Objectifs, méthodes et interprétation*, Dunod, Paris, 284 p.
- Filmer, Deon et Lant Pritchett. 1999. « The Effect of Household Wealth on Educational Attainment: Evidence from 35 Countries », *Population and Development Review*, Vol. 25, N° 1, p. 85-120.
- Filmer, Deon et Lant H. Pritchett. 2001. « Estimating Wealth Effects without Expenditure Data-or Tears: an Application to Educational Enrollments in States India », *Demography*, Vol. 38, N° 1, p. 115-132.
- Gillis, M, D Perkins, M Roemer et D Snodgrass. 1990. *Économie du développement*, Éditions Universitaires De Boeck, Bruxelles, 734 p.
- Hagenaars, Aldi et Klaas De Vos. 1988. « The definition and measurement of poverty », *The Journal of Human Resources*, vol. 23, n° 2, p. 211-221.
- Hewett, Paul C. et Mark R. Montgomery. 2001. *Poverty and Public Services in Developing-Country Cities*, Population Council, Working Paper N° 154, 62 p.
- Kanbur, Ravi et David Vines. 2000. « The World Bank and poverty reduction: past, present and future », in: Christopher L. GILBERT et David VINES (éd.), *The World Bank. Structure and Policies*, Oxford Policy Institute, Cambridge University Press, Cambridge, p. 87-107.
- Kobiané, Jean-François. 1998. « Essai de construction d'un profil de pauvreté des ménages à Ouagadougou à partir des caractéristiques de l'habitat », in : Francis Gendreau (éd.), *Crises, pauvreté et changements démographiques dans les pays du Sud*, AUPELF-UREF, Éditions ESTEM, Paris, p. 117-131.
- Kobiané, Jean-François. 2002. *Ménages et scolarisation des enfants au Burkina Faso : à la recherche des déterminants de la demande scolaire*, Thèse de doctorat en démographie, Université Catholique de Louvain, 348 p.

- Kobiané, Jean-François. 2003. «Pauvreté, structures familiales et stratégies éducatives à Ouagadougou », in : Maria Cosio, Richard Marcoux, Marc Pilon et André Quesnel (éd.), *Éducation, famille et dynamiques démographiques*. Actes du séminaire international organisé à Ouagadougou du 15 au 19 novembre 1999, CICRED-UERD-FNUAP, pp. 153-182.
- Kozel, Valerie. 1990. *The Composition and Distribution of Income in Côte d'Ivoire*, Living Standards Measurement Study, Working Paper N° 68, Banque Mondiale, Washington, 74 p.
- Kusnic, Michael W. et Julie Davanzo. 1982. «Who Are the Poor In Malaysia? The Sensitivity of Poverty Profiles to Definition of Income», *Population and Development Review*, A Supplement to Vol. 8, p. 17-34.
- Montgomery, Mark R., Michele Gragnolati, Kathleen A. Burke et Edmundo Paredes. 2000. «Measuring Living Standards with Proxy Variables », *Demography*, Vol. 37, N° 2, p. 155-174.
- Noumbissi Amadou et Jean-Paul Sanderson. 1998. « Pauvreté et comportements démographiques au Cameroun : à la recherche d'un indicateur de pauvreté », in : Francis Gendreau (éd.), *Crises, pauvreté et changements démographiques dans les pays du Sud*, AUPELF-UREF, Éditions ESTEM, Paris, p. 149-163.
- PNUD. 1995. *Rapport mondial sur le développement humain 1995*, Economica, Paris, 254 p.
- Roach, J. L., et J. K. Roach, éd. 1972. *Poverty*, Penguin Education, USA.
- Ravallion, Martin (1996), *Comparaisons de la pauvreté*, LSMS document de travail N° 122, Banque Mondiale, Washington, 162 p.
- Shapiro, David et B. Oleko Tambashe. 1996. *Gender, Poverty, and School Enrollment in Kinshasa, Zaïre*, (Working Paper), Department of Economics, University Park, Pennsylvanie, 29 p.
- Université de Lomé/Unité de Recherche Démographique (URD). 2002. *Famille, migrations et urbanisation au Togo. Fascicule 3 : Structures familiales et conditions de vie des ménages*, URD/DGSCN, 38 p.
- Volle, Michel. 1993. *Analyse des données*, 3^e édition, Economica, Paris, 324 p.