



Munich Personal RePEc Archive

Risk and Measures of Rural Poverty in Burkina Faso

Nouve, Kofi and Bambio, Yiriyibin and Kabore, Samuel and
Wodon, Quentin

World Bank

September 2010

Online at <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/34374/>

MPRA Paper No. 34374, posted 29 Oct 2011 14:50 UTC

Risque et mesures de la pauvreté rurale au Burkina Faso

Kofi Nouve^a, Yiriyibin Bambio^c, Samuel Kaboré^d, et Quentin Wodon^b

Résumé

Cet article examine l'importance du risque dans la mesure de la pauvreté monétaire rurale au Burkina Faso. L'analyse est basée sur des données longitudinales récentes collectées dans le cadre des activités de suivi-évaluation du projet PNGT-2 portant sur le développement communautaire dans le pays. Après une première partie de l'étude consacrée aux estimations traditionnelles de la pauvreté pour la période de 2004 à 2006, et aux mouvements de sortie et d'entrée dans la pauvreté entre les années, la seconde partie de l'étude montre comment l'intégration du risque dans les mesures de pauvreté tend à les augmenter de façon significative.

Mots-clé : Pauvreté rurale, risque, stabilisation de revenus, Burkina Faso.

Classification : I32

Risk and Measures of Rural Poverty in Burkina Faso

Abstract

This article assesses the importance of risk in the measurement of rural poverty in Burkina Faso. The analysis is based on longitudinal data collected as part of monitoring and evaluation activities for the PNGT-2 project on community development in the country. The first part of the study is devoted to traditional estimates of poverty for the period 2004 to 2006 and an analysis of movements in and out of poverty between the various survey years. The second part of the study shows how the integration of risk into the measurement of poverty tends to increase these measures significantly.

Keywords: Rural poverty; risk; income stabilization; Burkina Faso.

Classification: I32

^a Banque mondiale; knouve@worldbank.org; ^b Université de Ouagadougou ; ^d Université de Ouagadougou et PARSEP, Burkina Faso ; ^d Banque mondiale. Nous remercions la Coordination Nationale du PNGT-2, l'équipe de l'Université de Ouagadougou et Emmanuel Nikiéma de la Banque mondiale pour avoir facilité l'accès aux données et autres informations relatives au projet. Nous remercions aussi les fonds BPRP et DFSG de la Banque mondiale pour l'assistance financière portée à cette étude. Les auteurs restent les seuls responsables du contenu de ce document qui n'engage en rien leurs institutions respectives.

1. Introduction

Dans une économie agraire telle que celle du Burkina Faso, les fluctuations de prix et les aléas climatiques induisent de fortes variations des revenus et de la consommation des ménages, et donc de la pauvreté. Ces risques sont d'autant plus importants qu'il existe peu ou pas d'institutions et programmes de protection sociale fiables capables d'aider les ménages à lisser leur niveau de consommation dans le temps. Bien que de nombreuses études aient été réalisées sur la pauvreté au Burkina Faso, la plupart de ces études ne prennent pas en compte directement la question du risque. L'objectif de cet article est de contribuer à combler cette faiblesse.

La dynamique de la pauvreté a fait l'objet de plusieurs recherches au Burkina Faso. Les études menées par Fofack, Monga et Tuluy (2001) et Fofack (2002) examinent les tendances de la pauvreté entre 1994 et 1998 en se basant sur les variations observées dans la distribution de l'agrégat de consommation et de l'indice des avoirs des ménages au sein de diverses régions économiques et des groupes socioéconomiques. Sur cette période, la pauvreté ne semble guère avoir baissé. Lachaud (2001, 2002, 2003, 2005, 2006a, et 2006b) considère non seulement sur le plan de la pauvreté monétaire, mais aussi les avoirs ou capacités des ménages ainsi que les indicateurs sociaux, éducatifs et nutritionnels des ménages, et étend la période couverte de 1994, à 2003 en utilisant tant les enquêtes prioritaires que les enquêtes démographiques et de santé. Grimm et Gunther (2007) analysent la même période, comme le font Tesliuc et Koné (2007), et montrent qu'il y aurait eu en fait une forte réduction de la pauvreté au cours du temps. Plus récemment, Nouve et al. (2009) ont abordé les questions de la dynamique de la pauvreté sous l'angle des avoirs des ménages sur la période 2003-2007, confirmant une tendance vers une amélioration significative des avoirs des ménages entre 2003 et 2007 malgré une baisse du bien-être en 2005 suite en particulier à une sécheresse et une invasion de criquets pèlerins en 2004-05.

Ces différentes études sont cependant basées sur des données transversales pluriannuelles et non sur des données longitudinales. Les sources de données sont essentiellement les enquêtes prioritaires (EP) et les enquêtes démographiques et de santé (EDS) des années 1990 et de la première moitié des années 2000. Les dynamiques mesurées à partir des EDS et des EP sont celles de groupes représentatifs définis selon une dimension spatiale, socioéconomique ou sociodémographique. Ces enquêtes ne permettent pas un suivi de la dynamique de pauvreté au niveau des ménages individuels. Cependant, au Burkina Faso, le deuxième Programme National de Gestion des Terroirs (PNGT-2) a travaillé avec l'Université de Ouagadougou pour créer une base de données en panel pour précisément suivre les conditions de vie de près de 2000 ménages ruraux pour les années 2004, 2005 et 2006. Cette base de données est celle qui a servi à l'analyse des dynamiques individuelles de pauvreté présentées dans cette étude.

Comme le note Morduch (1994), si on désigne par y le niveau de revenu permanent d'un ménage, x la consommation du ménage, et z le seuil de pauvreté, la pauvreté qualifiée par l'auteur de stochastique vérifie la condition suivante: $x < z < y$. La pauvreté stochastique est une conséquence directe de l'absence de marchés de crédit ou d'assurance qui permettraient aux ménages de lisser leur consommation dans le temps. La situation est différente en situation de pauvreté chronique où le revenu permanent y et le niveau consommation x sont tous les deux inférieurs au seuil de pauvreté z ($y < z$ et $x < z$). La question posée ici est double. D'une part, quelle est l'ampleur de la pauvreté

chronique et de la pauvreté transitoire au Burkina Faso ? D'autre part, dans quelle mesure les mesures de la pauvreté qui tiennent compte du risque sont-elles plus élevées que celles basées sur les niveaux de consommation moyens des ménages ?

La section 2 présente des statistiques de base sur la pauvreté transversale et en panel pour répondre à la première question. La section 3 est dédiée à l'analyse de l'impact du risque sur la pauvreté, suivant des approches proposées par Ravallion (1988) et Makdissi et Wodon (2003). L'objectif de l'article n'est pas d'arriver à des conclusions ou suggestions de politiques publiques pour réduire les risques auxquels sont confrontés les ménages (des analyses beaucoup plus fouillées seraient nécessaires pour cela), mais simplement d'illustrer avec les données du Burkina Faso le type d'analyses qui peuvent être mises en œuvre avec des données de panel.

2. Pauvreté transversale et en panel : Données et statistiques de bases

Les données utilisées sont celles du Deuxième Programme National Gestion des Terroirs (PNGT-2). Elles ont été collectées par une équipe de l'Université de Ouagadougou dans le cadre du suivi-évaluation de l'impact socio-économique des actions de ce programme en zones rurales au Burkina Faso. L'échantillon compte près de 1980 ménages dans 60 villages et 45 provinces couvrant une large partie du territoire national. Les ménages échantillonnés ont été enquêtés successivement en 2004, 2005 et 2006. Les informations collectées permettent donc de suivre la situation et le comportement des ménages pendant trois années consécutives. Les éléments méthodologiques sur la collecte des données utilisées dans cette étude ont été présentés dans Savadogo (2005). L'auteur note que l'échantillonnage s'est fait à deux niveaux : au niveau des villages dans le pays, et au niveau des ménages dans le village. L'échantillonnage des villages dans le pays tient compte du mode d'intervention du PNGT-2. L'équipe de recherche a distingué (i) les villages des provinces d'intervention directe (PID) du PNGT-2, appelés «*Villages PID Projet*»; (ii) les villages des provinces à intervention directe qui n'ont pas encore besoin bénéficié de projets, appelés «*Villages PID non Projet*»; et les villages des provinces d'intervention concertée (PIC), c'est-à-dire les provinces non éligibles au programme. Ces derniers villages ont été appelés «*Villages PIC*». Sur les 60 villages échantillonnés, on a dénombré 26 villages PID Projet, 8 villages PID non Projet et 26 villages PIC.

L'échantillonnage des ménages a été effectué en deux étapes. Dans un premier temps, l'équipe d'enquête a procédé à un recensement exhaustif des concessions et ménages dans chaque village. La taille de la population ainsi définie constitue la base d'échantillonnage. Dans un deuxième temps, la procédure d'échantillonnage a stratifié les ménages afin d'assurer la représentativité des groupes importants du village. Ainsi, trois groupes de ménages ont été identifiés en fonction de leur possession ou utilisation de la traction animale. Il s'agit (i) des ménages possédant un équipement de traction animale, (ii) des ménages non possesseurs mais utilisateurs de la traction animale, et (iii) les ménages n'utilisant pas la traction animale.

Les données ont été collectées à l'aide d'un questionnaire structuré en neuf modules. Pour les ménages, les modules portent sur les caractéristiques du ménage, l'éducation, la santé, les revenus et le cadre de vie, les dépenses, les finances et la sécurité alimentaire. Parmi les deux modules restants, un a été consacré à la collecte d'informations sur le village alors que l'autre a porté sur les informations du marché,

notamment en ce qui concerne le prix et les unités de mesure des différents produits consommés par les ménages.

Le nombre des ménages enquêtés avec des données valides était de 1963 au premier passage en juin-juillet 2004, 1956 au second passage en juin-juillet 2005, et 1955 au troisième passage en novembre-décembre 2006. Par rapport aux 1980 ménages échantillonnés pour chaque année, ces chiffres correspondent à un taux de réponse d'environ 99 pourcent. A cause des attritions et des remplacements, un total de 2016 ménages ont été enquêtés sur les trois années. Toutefois l'analyse porte ici sur les 1865 ménages pour qui l'information sur le niveau de consommation est complète pour les trois années, soit 94 pourcent de l'échantillon de base.

Les données de base sont présentées en comparant la distribution des dépenses par tête selon les années, selon la possession et l'utilisation de la traction animale (TA), et selon le type de village. L'équipe de l'Université de Ouagadougou a documenté comment l'agrégat des dépenses de consommation et la ligne de pauvreté ont été construits à partir des données collectées pour chacune des trois années (PNGT-2, 2006a, 2006b et 2008). Toutefois, le travail a été fait dans une perspective plus annuelle que pluriannuelle, et la comparabilité des agrégats et du seuil d'une année à l'autre n'était toujours pas assurée. Par exemple, les dépenses non alimentaires de 2004 n'avaient pas pris en compte les dépenses d'éducation, qui ont été pourtant intégrées à la mesure des agrégats non alimentaires de 2005 et 2006. Le souci de comparabilité a été manifeste dans le dernier rapport de l'équipe (PNGT-2, 2008), mais il s'agissait essentiellement d'une comparabilité faite à posteriori à partir des résultats annuels.

Pour la présente étude, les travaux de construction des agrégats de consommation et des lignes de pauvreté ont été repris de manière systématique. L'objectif explicite était d'obtenir des indicateurs de pauvreté comparables dans le temps, afin de pouvoir établir une dynamique entre ces indicateurs. L'agrégat de consommation inclut les achats et l'autoconsommation. Les valeurs des dépenses déclarées des ménages sont disponibles soit par trimestre pour les achats fréquents, soit par an pour ceux occasionnels. La valeur mensuelle de l'autoconsommation est aussi déclarée par le ménage. Par ailleurs, la base de données contient les quantités hebdomadaires consommées des ménages et leur source (production du ménage ou source externe). Les achats déclarés devraient comporter moins d'erreurs de mesure que l'autoconsommation. Celle-ci peut être cernée par ses valeurs mensuelles déclarées ou par la valorisation des quantités hebdomadaires autoconsommées. Ces deux options peuvent aussi être combinées pour résoudre des problèmes liés à une éventuelle sous-estimation de l'autoconsommation du ménage. La présente analyse a choisi l'option de valorisation de l'autoconsommation.

Le seuil de pauvreté est la somme des seuils respectifs alimentaire et non alimentaire permettant d'acquérir les biens et services « vitaux » par personne. Une méthode traditionnelle de calcul du seuil alimentaire consiste à valoriser un panier de quantité de biens alimentaires, et c'est l'approche qui a été utilisée ici. Quant au seuil non alimentaire, plusieurs méthodes sont disponibles dans la littérature. Il peut être la consommation non alimentaire moyenne ou médiane des individus dont la dépense (alimentaire ou totale) correspond plus ou moins au seuil alimentaire. On retient le plus souvent un intervalle de 5 pourcent à 10 pourcent autour du seuil alimentaire. Le choix des biens du panier dépend de la disponibilité des prix et poids des produits alimentaires consommés. La quantité de chaque composante du panier est fonction de sa part dans la

consommation. Notre panier est constitué du sorgho blanc, du mil, du maïs, du riz, du niébé et de l'arachide. Les quantités de base sont celles de 2004. Le sous groupe considéré dans le calcul du seuil alimentaire est la moitié inférieure de l'échantillon selon la dépense par tête, c'est-à-dire, les déciles 1 à 5 de dépenses per capita.

L'agrégat nominal de dépense par ménage est de 956 720 F CFA en 2004, 1 492 470 F CFA en 2005 et 1 064 805 F CFA en 2006. Cela correspond à des dépenses par tête de 67 040 F CFA (2004), 83 385 F CFA et 68 035 F CFA. L'évolution de cette dépense au cours de la période 2004-2006 est quelque peu surprenante, mais elle résulte d'un effet prix consécutif à une situation agro-climatique défavorable en 2005. En effet, les prix des denrées de base ont augmenté respectivement de 63 pourcent et 20 pourcent en 2005 et 2006 par rapport à 2004. Ces tendances renferment cependant des diversités régionales du fait de réalités climatiques et économiques différentes entre régions. On constate aussi une baisse de la quantité de calories consommées sur la période d'analyse, avec une quantité moyenne plus importante en 2004.

L'incidence de pauvreté est de 40.2 pourcent, 44.6 pourcent et 37.2 pourcent respectivement en 2004, 2005 et 2006. Ceci suggère que les conditions de vie des ménages sont instables et précaires, rythmées par l'évolution agro-climatique. Ces estimations sont légèrement inférieures à celles obtenues par l'équipe de l'Université de Ouagadougou (PNGT-2, 2008). Les différences sont dues aux modifications introduites dans le traitement de l'agrégat de consommation et dans le calcul des seuils de pauvreté utilisés. Les estimations sont aussi légèrement inférieures aux estimations de l'évolution de l'incidence de la pauvreté rurale selon les enquêtes nationales (MEF, 2007) et par la méthode des avoirs des ménages (Nouve et al., 2007). Pour l'année 2005 par exemple, les estimations en milieu rural ont été respectivement de 48,6 pourcent et 45,5 pourcent selon ces deux études. L'ordre de grandeur de nos estimations reste cependant assez proche des mesures obtenues avec les enquêtes nationales.

Tableau 1: Mesure de l'incidence de la pauvreté, données PNGT-2

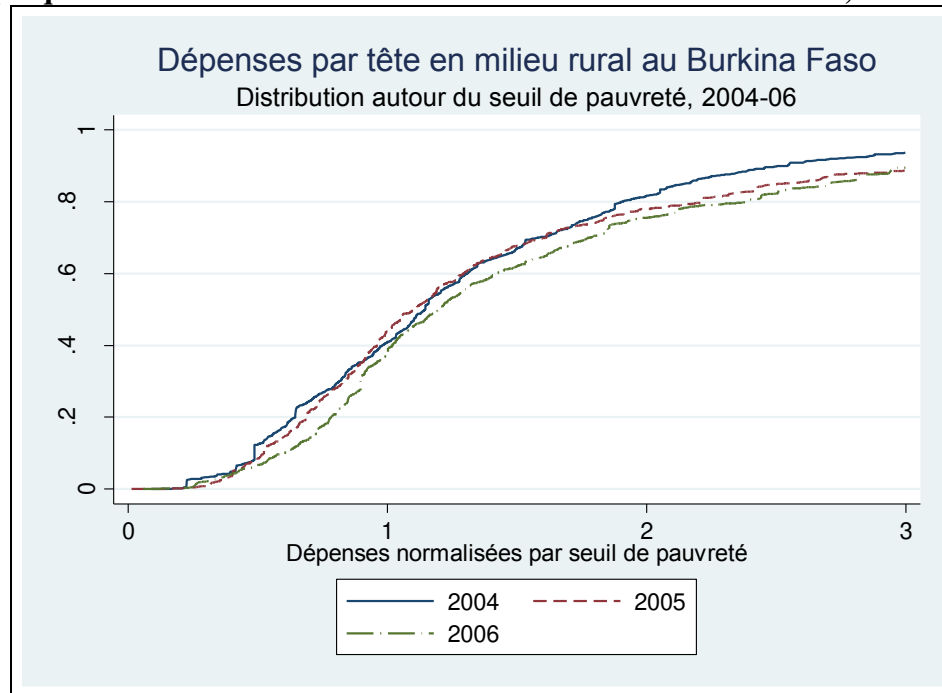
Groupes de ménages	Incidence de la pauvreté (P_{0t})		
	t=2004	t=2005	t=2006
Ensemble du pays	0,407	0,442	0,371
<i>Types de villages</i>			
PID Projet	0,488	0,323	0,361
PID non Projet	0,394	0,511	0,403
PIC	0,329	0,535	0,367
<i>Types de ménages</i>			
Possède et utilise la TA	0,440	0,418	0,359
Ne possède pas mais utilise la TA	0,307	0,533	0,344
Ne possède et n'utilise pas la TA	0,366	0,469	0,403

Source : Calculs des auteurs à partir des données PNGT-2

Le Graphique 1 montre la comparaison de l'agrégat de consommation par tête normalisée par la ligne de pauvreté pour les trois années, selon l'approche de la dominance stochastique. Plusieurs observations se dégagent de la comparaison des dépenses de consommation par tête entre les années. Tout d'abord, il faut noter que le Graphique ne présente pas la distribution des dépenses par tête (normalisées par le seuil de pauvreté) dans son entièreté. Pour mettre en exergue la distribution autour du seuil de pauvreté, le Graphique est concentré sur les ménages pour lesquels les dépenses par tête

ne dépassent pas le triple du seuil de pauvreté pour chaque année. Une lecture approximative sur le Graphique montre que ces ménages représentent, selon les années, entre 88 pourcent et 93 pourcent de l'ensemble des ménages enquêtés. Deuxièmement, on note qu'alors que la distribution des dépenses individuelles de consommation de 2006 présente une dominance stochastique vis-à-vis de la distribution des dépenses des deux autres années, la hiérarchisation de la dominance stochastique entre 2004 et 2005 n'est pas nette. En effet, on note que la distribution de 2004 domine celle de 2005 dans les voisinages de la ligne de pauvreté, et ceci est cohérent avec le fait que l'incidence de la pauvreté en 2005 est supérieure à celle de 2004. Toutefois, on note aussi que la distribution de 2005 domine celle de 2004 dans certaines régions de la densité, notamment quand les dépenses normalisées sont inférieures à environ 0,9 ou supérieures à 1,7 (lecture approximative sur le Graphique 1). Il faut donc être prudent dans les limites des comparaisons de pauvreté entre les différentes années.

Graphique 1: Distribution de la consommation normalisée en 2004, 2004 et 2006



Source : Calculs des auteurs à partir des données PNGT-2

La dynamique de pauvreté se traduit aussi pour de nombreux ménages par un changement de statut de pauvreté entre les années, comme le montre le tableau 2. Par exemple, 31.8 pourcent des ménages non pauvres en 2004 sont devenus pauvres en 2005, et cette proportion est de 25.1 pourcent entre 2005 et 2006. De même, 54 pourcent des ménages pauvres en 2004 sont demeurés pauvres en 2005, contre 46 pourcent entre 2005 et 2006. Il est possible qu'une partie de ces mouvements soient dus à des erreurs de mesure, mais il semble aussi que le statut en particulier des ménages proches du seuil de pauvreté change d'une année à l'autre. Le Graphique 2 indique la part des ménages selon leur statut pour les trois années. Apparemment, seuls 11 pourcent de la population est pauvre pour les trois années, et 28 pourcent de la population est non pauvre pour les trois

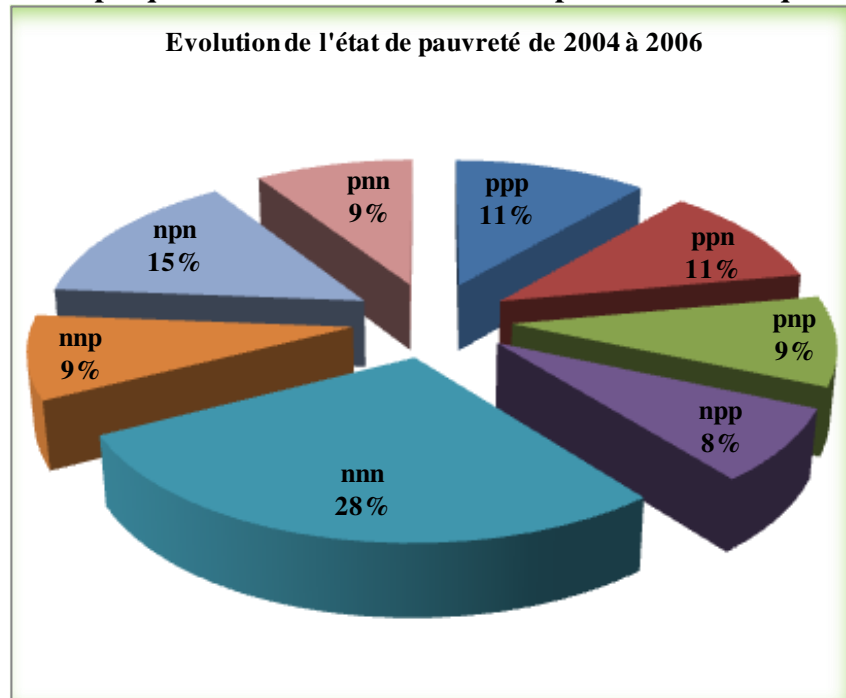
années. Cela signifie que pour 61 pourcent de la population, il y a au moins un changement de statut entre les trois années, ce qui est très élevé.

Tableau 2 : Transition dans le statut de pauvreté d'une année à l'autre, PNGT-2

	2004-2005		2005-2006	
	Non pauvre	Pauvre	Non pauvre	Pauvre
Non pauvre	68.2	31.8	74.9	25.1
Pauvre	46.0	54.0	54.4	45.7

Source : Calculs des auteurs à partir des données PNGT-2

Graphique 2 : Pauvreté transitoire et pauvreté chronique



Source : Calculs des auteurs à partir des données PNGT-2

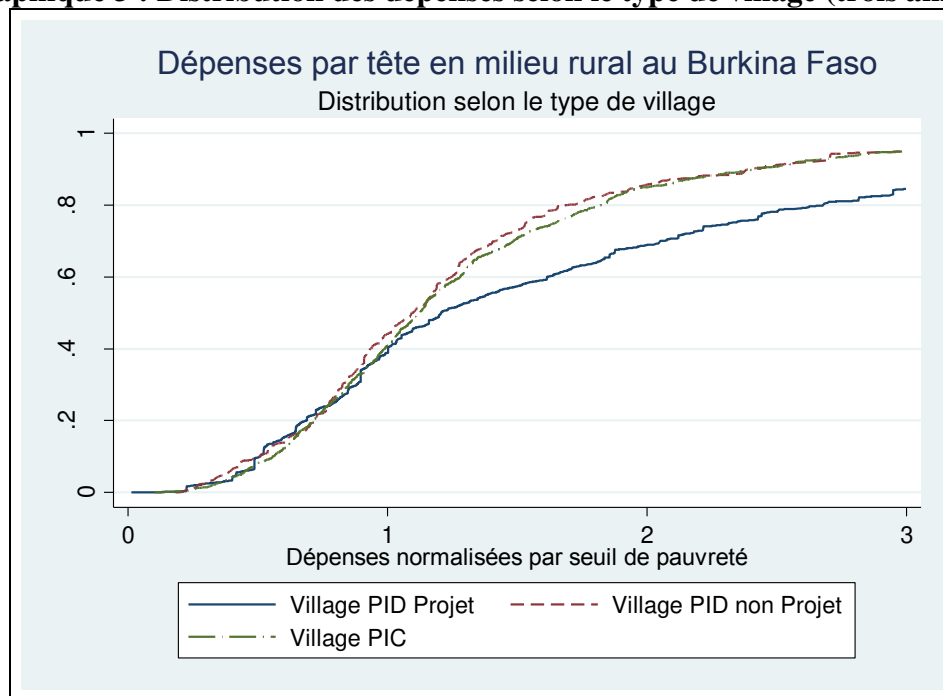
NB: La lettre *p* désigne "pauvre" et *n* "non pauvre". Le rang de chaque lettre dans le nom de la variable représente l'année. Exemple: '*ppp*' est "pauvre en 2004, 2005 et 2006"; '*npn*' est non pauvre en 2004 et 2006, et pauvre en 2005.

Nous ne présentons pas ici d'analyse détaillée de régression, mais il est utile de signaler que plusieurs facteurs économiques, sociodémographiques et régionaux contribuent à déterminer la dynamique de pauvreté. Une analyse de régression rapide et préliminaire des données suggère que le nombre d'enfants a un impact positif sur la pauvreté chronique (pour les ménages qui restent pauvres sur les trois années), alors que les ménages dont le chef est plus âgé sont moins souvent en pauvreté chronique. Le niveau d'éducation et les avoirs des membres du ménage aident aussi à diminuer la pauvreté chronique. Le sexe du chef de ménage n'a pas d'effet statistiquement significatif sur la pauvreté chronique, et il y a aussi des différences entre régions (parmi les régions moins exposées à la pauvreté chronique, on peut citer la Boucle du Mouhoun, les Cascades, l'Est et le Sahel, par rapport au Centre).

On a mentionné plus haut l'établissement d'une typologie des ménages selon le village dans lequel ils se situent, et selon qu'ils utilisent la traction animale. A titre

illustratif des résultats obtenus selon cette typologie, considérons les Graphiques 3 et 4. Contrairement au Graphique 1 qui est basée sur un échantillon identique et répétitif pour les trois années ($n=1865$), les Graphiques 3 et 4 sont construits à partir des données combinées des trois années. Trois types de villages sont échantillonnés et présentés au Graphique 2 : les Villages PID Projet ($n=2478$), les Villages PID non Projet ($n=732$) et les Villages PIC ($n=2385$). Dans la région inférieure des distributions, il n'y a pas de différence nette entre les trois groupes de villages en ce qui concerne les dépenses de consommation par tête. Par contre, le niveau de consommation dans les Villages PID Projet semble dominer stochastiquement ceux des deux autres types de villages. Cela pourrait être lié à l'impact du projet, mais on ne peut pas l'affirmer ici - il faudrait pour cela disposer d'une analyse d'impact détaillée qui n'est pas réalisée ici.

Graphique 3 : Distribution des dépenses selon le type de village (trois années)

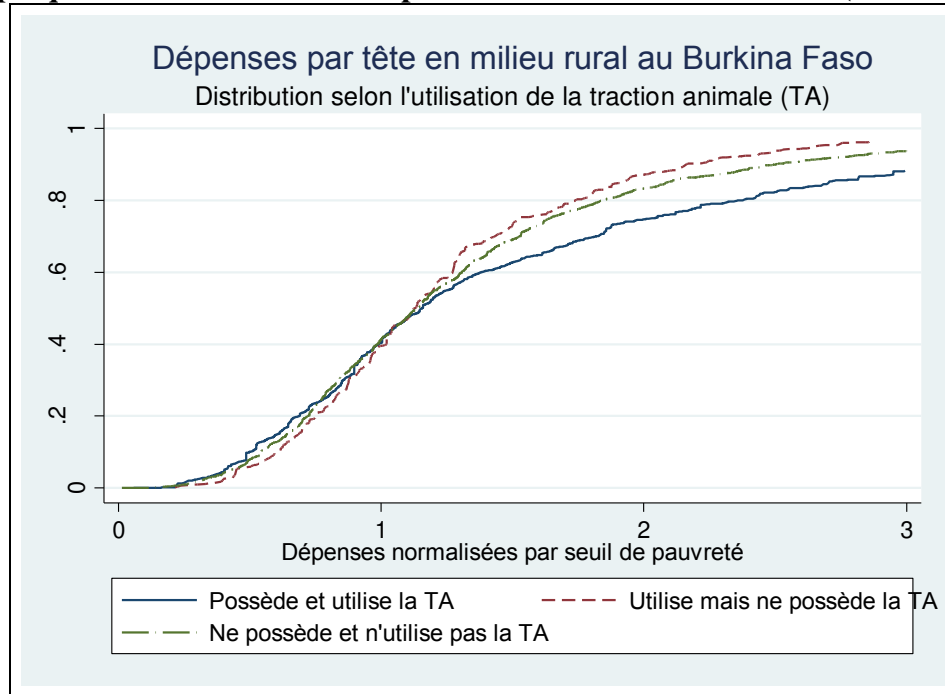


Source : Calculs des auteurs à partir des données PNGT-2

On peut aussi noter que la distribution des dépenses par tête varie selon le mode de possession et d'utilisation de la traction animale. Le Graphique 4 montre trois types de ménages : ceux qui possèdent et utilisent la traction animale ($n=2415$), ceux qui ne possèdent pas mais utilisent la traction animale ($n=552$) et ceux qui ne possèdent ni utilisent pas la traction animale ($n=2628$). Ici aussi, la dominance stochastique n'est pas nette entre les trois types de ménages. Dans les régions inférieures au seuil de pauvreté, les ménages qui ne possèdent pas mais utilisent la traction animale semblent présenter des niveaux de dépenses par tête qui dominent légèrement ceux des deux autres types. Par ailleurs, la consommation des ménages qui ne possèdent pas et aussi n'utilisent pas la traction animale domine celle des ménages qui en possèdent et en utilisent dans les régions inférieures de la distribution. Ces relations se trouvent cependant renversées pour les niveaux de consommation supérieurs au seuil de pauvreté. Il semble à première vue donc que la possession ou l'utilisation de traction animale ne constitue pas en elle seule

un facteur déterminant du statut de pauvreté pour les ménages qui ont un niveau de consommation proche du seuil de pauvreté. Toutefois la possession de la TA peut à la fois être la cause et la résultante des niveaux de consommation par tête, de sorte que les simples observations présentées ici ne doivent pas être considérées comme impliquant une causalité.

Graphique 4 : Distribution des dépenses selon la traction animale (trois années)



Source : Calculs des auteurs à partir des données PNGT-2

3. Risque et pauvreté : Deux approches

3.1. Première approche

L'analyse de la section précédente montre que les mouvements dans et en dehors de la pauvreté sont importants, mais elle ne fait pas directement référence au risque. Une première approche pour montrer l'impact du risque sur les mesures de la pauvreté a été proposée Ravaillon (1984). Considérons les mesures de la pauvreté classiques de la classe FGT (Foster, Greer et Thorbecke, 1984). Pour chacune des trois périodes des données à notre disposition $t = 1, 2, 3$, l'incidence de la pauvreté P_{at} dans la population de n ménages ayant des agrégats de consommation $x_{1t} < x_{2t} \dots < x_{nt}$ s'écrit comme suit :

$$(1) \quad P_{at} = (1/n) * \sum_{i=1}^{m_t} \left(\frac{z - x_{it}}{z} \right)^\alpha$$

où m_t est le nombre des ménages pauvres en période t . On peut calculer la moyenne des incidences annuelles de pauvreté sur les trois années \bar{P}_α et comparer cette moyenne avec l'incidence P_α^* dérivée de la consommation moyenne des ménages sur la période:

$$(2) \quad P_{\alpha}^* = (1/n) * \sum_{i=1}^{m^*} \left(\frac{z - \bar{x}_i}{z} \right)^{\alpha}$$

où m^* est le nombre des ménages pauvres en considérant la consommation moyenne \bar{x}_i du ménage i sur la période de l'analyse. La différence $\bar{P}_{\alpha} - P_{\alpha}^*$ est appelée écart d'équivalence certaine de pauvreté, et elle mesure l'écart dans l'incidence de pauvreté attribuable aux fluctuations du niveau de consommation du ménage. L'incidence de la pauvreté qui correspond à un niveau de consommation constant P_{α}^* aura tendance à être inférieure à l'incidence moyenne de la pauvreté \bar{P}_{α} obtenue sur la période. Dans le cas du Burkina Faso les écarts entre ces deux mesures (écarts d'équivalence certaine de pauvreté) varient entre 8,4 points de pourcentage pour les ménages vivant dans les villages non PID Projet à 14,3 points pour les ménages des villages PID Projet. Au niveau national, l'écart mesuré est de 11,4 points de pourcentage (tableau 3).

Tableau 3 : Incidence moyenne de la pauvreté et incidence de la pauvreté avec la consommation moyenne

Groupes de ménages	Incidence moyenne \bar{P}_{α}	Incidence avec la consommation moyenne P_{α}^*	Différence
Ensemble du pays	0,407	0,293	0,114
<i>Types de villages</i>			
PID Projet	0,391	0,248	0,143
PID non Projet	0,436	0,331	0,105
PIC	0,411	0,327	0,084
<i>Types de ménages</i>			
Possède et utilise la TA	0,405	0,291	0,115
Ne possède pas mais utilise la TA	0,395	0,304	0,091
Ne possède et n'utilise pas la TA	0,413	0,295	0,118

Note : $P_{\alpha}^* = P_0$ basé sur les dépenses moyennes de 2004-06

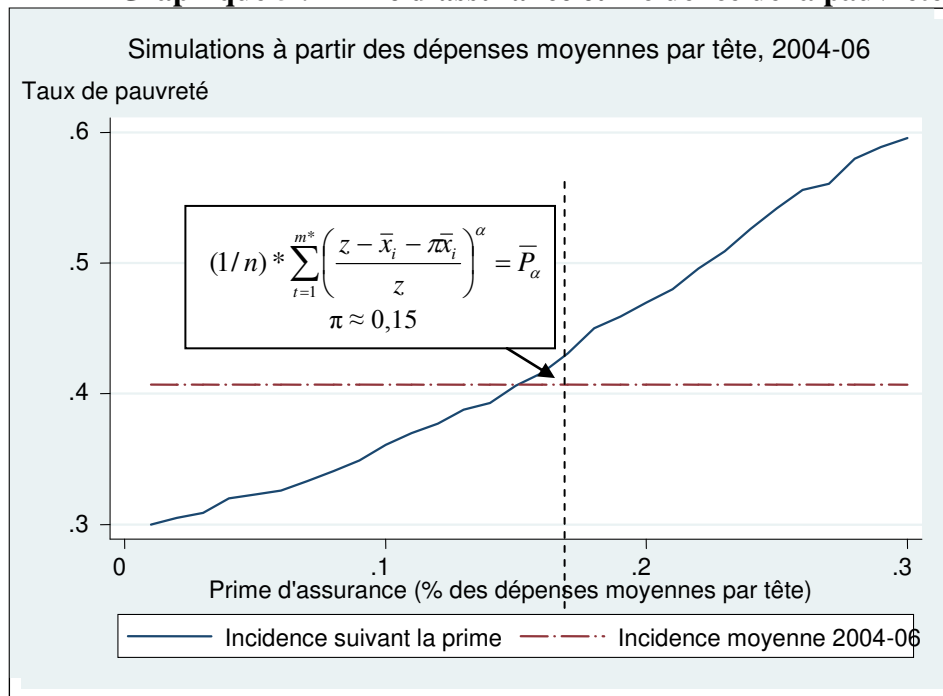
Source : Calculs des auteurs à partir des données PNGT-2

Imaginons à présent que la stabilité de la consommation puisse être assurée en contractant une assurance ou un prêt. Si une telle possibilité existe, ce qui n'est pas toujours pas le cas dans des économies rurales comme au Burkina Faso, l'utilisation des services d'assurance et de crédit engendrerait des coûts tels que les primes d'assurance ou les intérêts payés sur les prêts. Les ménages paieraient une partie de leur consommation stable en primes ou intérêts. Supposons que ces frais représentent un pourcentage π de la consommation moyenne \bar{x}_i , la consommation stable effective du ménage i devient alors $(1 - \pi)\bar{x}_i$. Ce nouveau niveau de consommation sera associé à une incidence de pauvreté en consommation moyenne P_{α}^{**} plus élevée que P_{α}^* . Selon Ravallion (1984) l'équivalent monétaire du coût de la pauvreté associée aux fluctuations du niveau de consommation peut-être calculé en trouvant la valeur du paramètre τ qui satisfait l'équation ci-après:

$$(3) \quad (1/n) * \sum_{i=1}^{m^*} \left(\frac{z - \bar{x}_i - \tau}{z} \right)^{\alpha} = \bar{P}_{\alpha}$$

Le paramètre τ , qui n'est autre que $\tau = \pi \bar{x}_i$, s'interprète comme la baisse du revenu moyen des ménages pauvres qui dégagerait une incidence moyenne de pauvreté \bar{P}_α sur toute la période. La présence d'un écart d'équivalence certaine de pauvreté atteste de l'existence d'une marge de réduction de la consommation moyenne des ménages sans toutefois changer l'incidence moyenne de pauvreté observée dans le temps. Cette marge, exprimée en pourcentage de la consommation moyenne, est appelée prime d'assurance. Pour déterminer la prime d'assurance qui annulerait l'écart d'équivalence certaine de pauvreté, nous simulons l'impact d'une variation graduelle de la prime sur le taux de pauvreté. Comme indiqué en abscisse du Graphique 5, la prime a été variée de un pourcent à 30 pourcent avec des incréments d'un point de pourcentage. L'incidence de pauvreté correspondant à ces variations se lit sur l'axe des ordonnées. Au niveau national, l'incidence moyenne de pauvreté rurale estimée sur la période 2004-2006 est de 40,7 pourcent. Cette valeur est obtenue avec une prime d'assurance égale à 15 pourcent de la consommation moyenne.

Graphique 5 : Prime d'assurance et incidence de la pauvreté

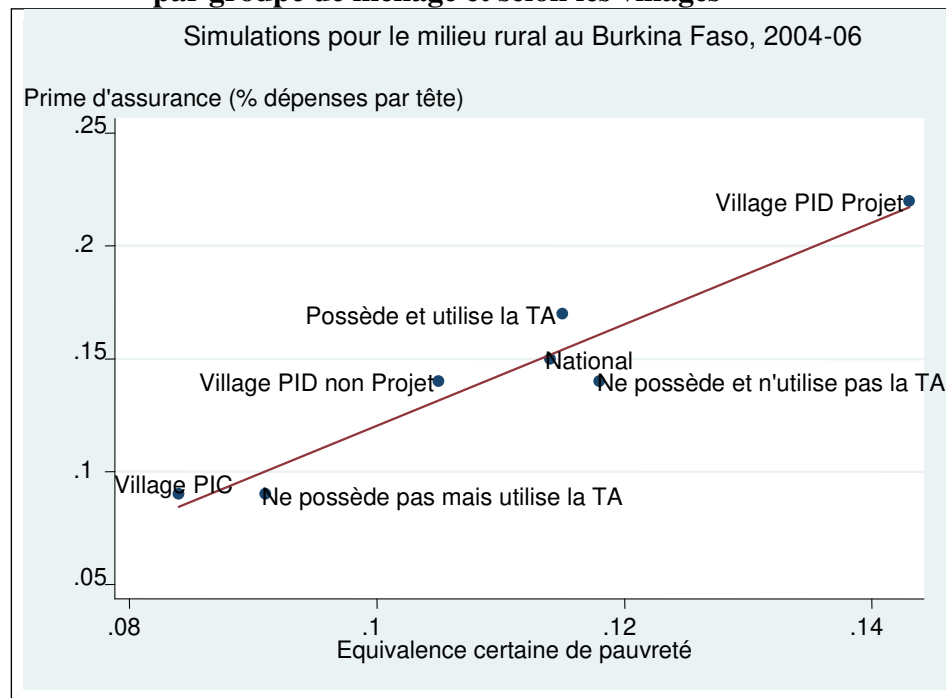


Source : Calculs des auteurs à partir des données PNGT-2

Le même exercice peut être fait en considérant plusieurs groupes de ménages et en déterminant le paramètre τ de manière approximative par la méthode des droites croisées. On a pour cela considéré les trois types de villages selon le mode d'intervention du PNGT-2, ainsi que les trois types de ménages selon le mode de possession et d'utilisation de la traction animale. Les résultats, indiqués au Graphique 6, montrent une corrélation positive entre l'écart d'équivalence certaine de pauvreté et la prime d'assurance. En d'autres termes, plus la différence entre l'incidence moyenne de pauvreté

sur une période et l'incidence de pauvreté basée sur la consommation moyenne de la période est grande (c'est-à-dire plus $\bar{P}_\alpha - P_\alpha^*$ est élevé), plus la prime correspondante est grande (c'est-à-dire plus τ est élevé). La combinaison la plus élevée a été observée au niveau des villages PID Projet, avec un écart d'équivalence de 14.3 points de pourcentage et une prime correspondante de 22 pourcent. A l'autre extrême, on note les villages PIC avec une combinaison écart/prime de 8.4 points et 9 pourcent, respectivement. Les villages PIUD projet sont donc davantage soumis au risques (au sens où les ménages qui y vivent subissent davantage de mouvements dans leur consommation) que les villages PIC et les villages PID non projet. De même, il y a des différences substantielles entre les ménages qui utilisent mais ne possèdent pas la TA et les deux autres groupes de ménages. Il faut rappeler cependant qu'il s'agit ici de simples corrélations qui n'impliquent pas nécessairement une causalité.

Graphique 6 : Prime d'assurance et écart d'équivalence certaine de pauvreté par groupe de ménage et selon les villages



Source : Calculs des auteurs à partir des données PNGT-2

3.2. Deuxième approche

La question de l'interaction entre risque et pauvreté peut être aussi abordée dans une perspective d'utilité où l'aversion d'un ménage au risque se traduit par une réduction de l'utilité qu'il tire des fluctuations périodiques de son niveau de consommation. C'est cette approche qui s'inscrit dans la tradition des mesures du bien-être ajustées au risque (Newbery et Stiglitz, 1981), et la méthode retenue ici s'appuie sur Makdissi et Wodon (2003 ; voir aussi Cruces et al., 2004, et Cruces et Wodon, 2007).

Supposons qu'un ménage i fait face à un niveau incertain de consommation future qui pourra prendre une des trois valeurs $\{x_{i,2004}, x_{i,2005}, x_{i,2006}\}$ avec une équi-probabilité

d'un tiers. En cas d'aversion au risque, un ménage i préférera un niveau certain de revenu fixe y_i à la réalisation incertaine de l'un des états de revenus. Le niveau certain de revenu y_i qui donnera la même utilité est déterminé par le degré d'aversion au risque du ménage et la variabilité du revenu, mais il sera inférieur au revenu moyen réalisable par le ménage dans le futur. En combinant l'espérance mathématique des niveaux possibles d'utilité avec la fonction de l'aversion relative constante au risque (CRRA), on peut directement calculer le niveau de consommation ajustée pour le risque. Pour les réalisations des niveaux de consommation $\{x_{it}\}$ et un niveau d'aversion au risque ρ (mesure Arrow-Pratt d'aversion relative au risque), l'équivalent certain de la consommation est :

$$(4) \quad y_i^\rho = \begin{cases} \left[\frac{1}{3} \sum_{t=1}^3 x_{it}^{1-\rho} \right]^{\frac{1}{1-\rho}} & \text{if } \rho \neq 1 \\ \prod_{t=1}^3 x_{it}^{1/3} & \text{if } \rho = 1 \end{cases}$$

On pourra substituer x_{it} par y_i^ρ pour obtenir les indices P_α^ρ qui dépendent du degré d'aversion au risque. La consommation moyenne ajustée au risque a été calculée pour plusieurs valeurs de ρ entre 0,5 et 4 avec incréments de 0,5 au tableau 4. La présence du risque, quel qu'il soit, augmente la part de la population qui vit en dessous du seuil de pauvreté. Au niveau national par exemple, l'incidence mesurée de la pauvreté avec une aversion relative au risque de 0,5 augmente d'une base (sans risque) de 29,3 pourcent à 31 pourcent, soit une augmentation de 1,7 point. Avec un coefficient d'aversion relative au risque de 4, l'incidence monte à 55,5 pourcent, soit un écart de plus de 26 points. Les simulations sont aussi réalisées en fonction du type de villages PNGT et des modes de possession et d'utilisation de la traction animale (voir le tableau 4, ainsi que les Graphiques 7 et 8). Clairement, un niveau d'aversion vis-à-vis du risque élevé peut aboutir à augmenter les mesures de pauvreté obtenues de façon dramatique.

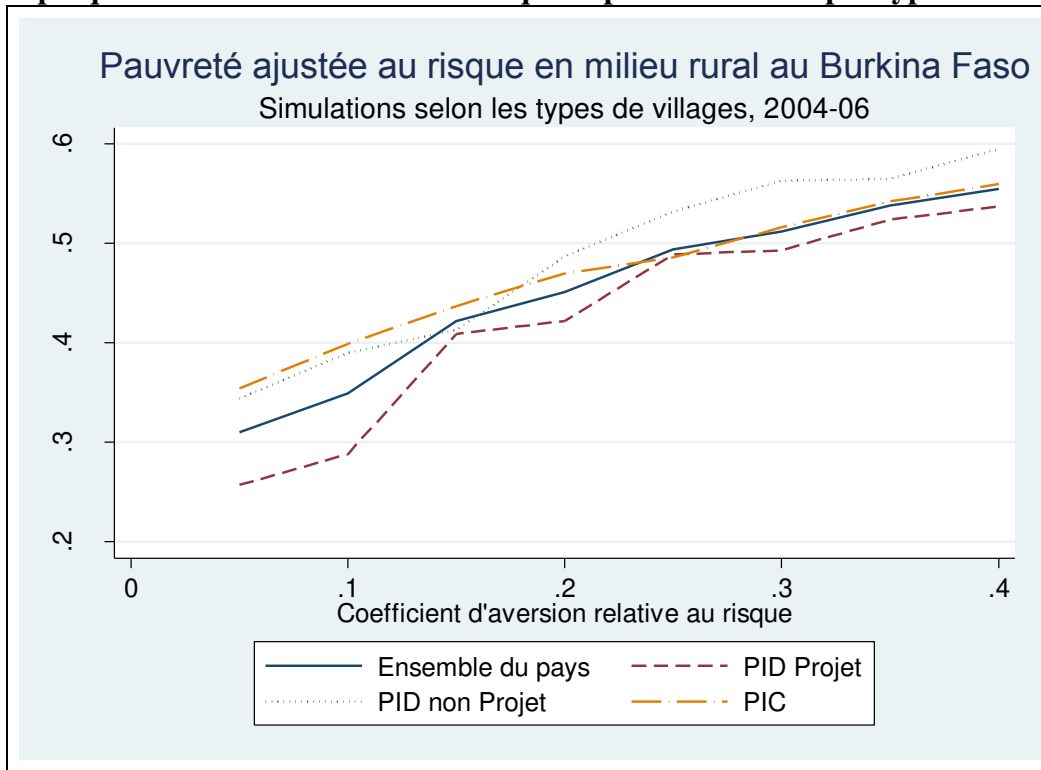
Tableau 4: Incidence de la pauvreté selon l'aversion au risque, 2004-06

Groupes de ménages	P_{α}^*	Coefficients Arrow-Pratt d'aversion au risque							
		0,5	1,0	1,5	2,0	2,5	3,0	3,5	4,0
Ensemble du pays	0,293	0,310	0,349	0,422	0,451	0,494	0,512	0,538	0,555
<i>Types de villages</i>									
PID Projet	0,248	0,257	0,288	0,409	0,422	0,489	0,493	0,524	0,537
PID non Projet	0,331	0,344	0,390	0,413	0,487	0,532	0,563	0,565	0,595
PIC	0,327	0,354	0,399	0,437	0,470	0,486	0,516	0,542	0,560
<i>Types de ménages</i>									
Possède et utilise la TA	0,291	0,305	0,350	0,439	0,460	0,513	0,523	0,551	0,566
Ne possède pas mais utilise la TA	0,304	0,327	0,336	0,369	0,435	0,488	0,505	0,527	0,562
Ne possède et n'utilise pas la TA	0,295	0,317	0,352	0,400	0,438	0,456	0,493	0,512	0,529

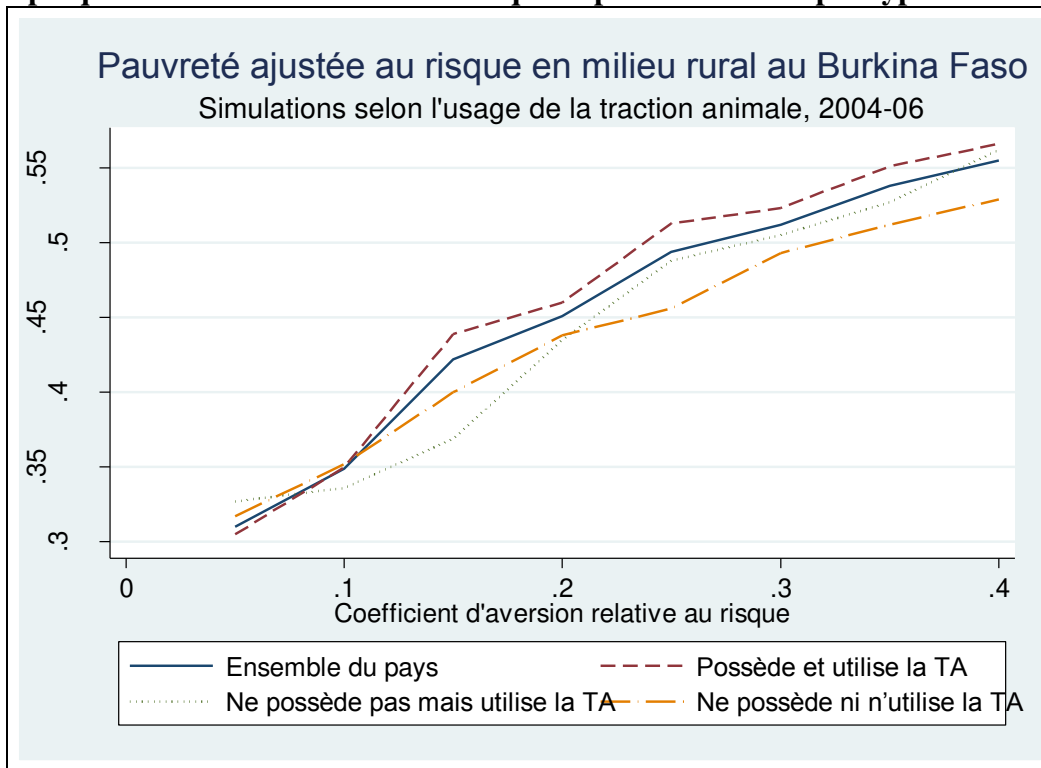
Note : $P_{\alpha}^* = P_0$ basé sur les dépenses moyennes de 2004-06

Source : Calculs des auteurs à partir des données PNGT-2

Graphique 7 : Aversion vis-à-vis du risque et pauvreté rurale par type de village



Graphique 8 : Aversion vis-à-vis du risque et pauvreté rurale par type de traction



4. Conclusion

Cet article a exploité des données longitudinales récentes pour montrer l'importance du risque dans la mesure de la pauvreté monétaire rurale au Burkina Faso. Les données ont été collectées par une équipe de l'Université de Ouagadougou dans le cadre des activités de suivi-évaluation socioéconomique d'un projet de développement communautaire connu sous le nom du Deuxième Programme National Gestion des Terroirs (PNGT-2). L'étude a d'abord montré que les mesures de pauvreté peuvent changer fortement d'une année à l'autre, en particulier suite aux chocs climatiques comme ce fut le cas en 2005 au Burkina Faso ; de plus, il semble que les mouvements de sortie et d'entrée des ménages dans la pauvreté au cours du temps soient eux aussi importants (une partie de ces mouvements pourrait être liée cependant à des erreurs de mesure dans la consommation des ménages). L'étude a ensuite abordé la question de l'intégration du risque dans les mesures de la pauvreté de deux manières complémentaires. La première méthode consiste à calculer l'écart d'équivalence certaine de pauvreté et la prime d'assurance associée à cette équivalence. La deuxième approche est fondée sur le concept d'utilité et consiste à mesurer la pauvreté ajustée au risque en intégrant l'aversion au risque dans les mesures de pauvreté. Les deux approches montrent que l'impact du risque sur la pauvreté est substantiel, ce qui découle des mouvements importants dans la consommation des ménages.

Si les ménages sont exposés à des fluctuations importantes de leur consommation, c'est en partie parce que les mécanismes de lissage de la consommation accessibles aux ménages sont fort limités. En théorie (mais pas nécessairement en pratique, surtout lorsque les chocs sont covariés), un ménage ayant une aversion vis-à-vis du risque devrait pouvoir utiliser des services d'emprunt et d'épargne dans le marché financier, ou des services d'assurance dans le marché d'assurance, pour mieux garantir un flux stable de consommation. Mais le recours à ces services suppose l'existence de leur offre préalable, ce qui n'est malheureusement pas le cas dans les économies agraires telles que celle du Burkina Faso. Les marchés d'assurance et les prêts de consommation sont presque inexistantes en milieu rural où l'assurance familiale, sociale et communautaire est le principal instrument de gestion des risques. Les résultats de cette étude suggèrent donc que des politiques visant à renforcer les mécanismes de protection sociale et d'assurance accessibles aux ménages Burkinabés seraient souhaitables. La définition précise de telles mesures nécessiterait cependant une étude beaucoup plus approfondie. L'objectif ici était davantage pédagogique, visant à d'illustrer le type d'analyses qui peuvent être réalisés en panel.

Bibliographie

Cruces, G., P. Makdissi, et Q. Wodon, 2004, Poverty Measurement Under Risk Aversion Using Panel Data, *Contributions in Economic Analysis and Policy* 3(1): Article 13.

Cruces, G., et Q. Wodon, 2007, Risk-adjusted Poverty in Argentina: Measurement and Determinants, *Journal of Development Studies* 43(7): 1189-1224.

Grimm, M. et I. Gunther, 2007, Growth and Poverty in Burkina Faso: A Reassessment of the Paradox, *Journal of African Economies* 16(1): 70-101.

Fofack, H., 2002, The Nature and Dynamics of Poverty Determinants in Burkina Faso in the 1990s, *Policy Research Working Paper* 2847, Washington, DC: World Bank.

Fofack, H., C. Monga et H. Tuluy, 2001, Household Welfare and Poverty Dynamics in Burkina Faso: Empirical Evidence from Household Surveys, *Policy Research Working Paper* 2590, Washington, DC: World Bank.

Foster, J., J. Greer, J. et E. Thorbecke, 1984, A class of decomposable poverty measures, *Econometrica* 52: 761-6.

Lachaud, J.-P., 2001, Dynamique de pauvreté et inégalité de la mortalité des enfants au Burkina Faso, *Document de Travail* No. 66, Centre d'Economie du Développement de l'Université Montesquieu Bordeaux IV.

Lachaud, J.-P., 2002, La dynamique de pauvreté au Burkina Faso revisitée : pauvreté durable et transitoire, et vulnérabilité, *Document de Travail* No. 77, Centre d'Economie du Développement de l'Université Montesquieu Bordeaux IV.

Lachaud, J.-P., 2003, Les déterminants de l'inégalité du bien-être au Burkina Faso: une décomposition de régression, *Document de Travail* No. 85, Centre d'Economie du Développement de l'Université Montesquieu Bordeaux IV.

Lachaud, J.-P., 2005, A la recherche de l'insaisissable dynamique de pauvreté au Burkina Faso: une nouvelle évidence empirique, *Document de Travail* No. 117, Centre d'Economie du Développement de l'Université Montesquieu Bordeaux IV.

Lachaud, J.-P., 2006a, La mesure de la croissance pro-pauvres en Afrique : espace de l'utilité ou des capacités ? Analyse comparative appliquée au Burkina Faso, *Document de Travail* No. 122, Centre d'Economie du Développement de l'Université Montesquieu Bordeaux IV.

Lachaud, J.-P., 2006b, La croissance pro-pauvres au Burkina Faso: l'éviction partielle de l'axiome d'anonymat en présence de données transversales, *Document de Travail* No. 126, Centre d'Economie du Développement de l'Université Montesquieu Bordeaux IV.

Makdissi, P. et Q. Wodon, 2003, Risk-adjusted Measures of Wage Inequality and Safety Nets, *Economic Bulletin* 9 (1): 1-10.

Ministère de l'Economie et des Finances, 2007, Rapport de synthèse pour la revue du PAP 2006, Burkina Faso.

Morduch, J., 1994, Poverty and Vulnerability, *The American Economic Review* 84(2): 221-225.

Newbery, D. M. et J. E. Stiglitz, 1981, *The theory of commodity price stabilization*, Oxford: Clarendon Press.

Nouve, K., J. Kafando, A. Savadogo, D. Sebre, C. Tsimpo et Q. Wodon, 2009, Dynamique de la pauvreté sur base des actifs et des perceptions des ménages au Burkina Faso de 2003 à 2007, *Perspective Afrique* 4(1-3): Article 2, 1-32.

PNGT-2, 2006a, Les conditions de vie, les Revenus et la pauvreté des ménages ruraux au Burkina Faso en 2004 : Résultats de l'enquête de base du PNGT-2, Deuxième Programme National de Gestion des Terroirs, Burkina Faso.

PNGT-2, 2006b, Les conditions de vie, les revenus et la pauvreté des ménages ruraux au Burkina Faso en 2005: Résultats de l'enquête intermédiaire 1 du PNGT-2, Deuxième Programme National de Gestion des Terroirs, Burkina Faso.

Ravallion, M., 1998, Expected Poverty under Risk-Induced Welfare Variability, *The Economic Journal* 98: 1171-1182.

Savadogo, K., 2005, Suivi et évaluation des impacts socioéconomiques des interventions de développement rural au Burkina Faso: concepts et méthodologie, Etude commanditée par le Deuxième Programme National de Gestion des Terroirs, Burkina Faso. Ouagadougou: Université de Ouagadougou.

Tesliuc, E. D., et M. Kone, 2007, Burkina Faso : Quo Vadis Poverty ?, in Q. Wodon, editor, *Growth and Poverty Reduction: Case Studies from West Africa*, World Bank Working Paper No. 79, Washington, D.C.: World Bank.