

Assurance Complète, Hétérogénéité des Préférences et Métayage au Pakistan

Pierre Dubois*
INRA, ESR Toulouse
et

Department of Agricultural & Resource Economics
University of California, Berkeley[†]

Mai 1999, révisé Février 2000

Résumé

L'étude du partage des risques optimal dans une économie a conduit à tester empiriquement l'hypothèse de marchés complets. La plupart des tests empiriques rejettent l'assurance complète, mais comportent des problèmes méthodologiques sérieux concernant l'identification des préférences, la direction des tests et leur puissance. Nous nous intéressons au partage des risques et à l'assurance en consommation réalisés par des ménages ruraux de trois provinces du Pakistan. Nous montrons comment traiter les problèmes méthodologiques cités dans les tests d'assurance complète en tenant compte de l'hétérogénéité des préférences. Enfin, nous montrons qu'au Pakistan l'institution du métayage permet de compléter les marchés car les ménages ayant accès à ce choix contractuel, permettant de partager les risques de production, sont mieux assurés. Ce fait empirique montre que les contrats agricoles jouent un rôle important dans le partage des risques lorsque les marchés sont incomplets.

Abstract :

The study of optimal risk sharing led to test empirically the complete markets hypothesis. Most of the empirical tests reject the complete markets hypothesis, but have serious methodological problems concerning the identification of preferences, the direction of the tests and their power. We study the risk sharing and consumption insurance achieved by rural households from three provinces of Pakistan. We show how to deal with these methodological problems taking into account that preferences are heterogeneous. At last, we show that in Pakistan, the sharecropping institution allows to complete markets because households able to use this contractual choice, which permits to share production risks, are better insured. This empirical fact shows that agricultural contracts play an important role in risk sharing when markets are incomplete.

JEL Classification : D12, D91, O12, O17, Q12, Q15

Mots clés : marchés complets, consommation, hétérogénéité des préférences, risque, assurance, métayage, variables instrumentales, Pakistan.

Keywords : complete markets hypothesis, consumption smoothing, heterogeneous preferences, risk, insurance, sharecropping, instrumental variables, Pakistan.

*Cet article est tiré du chapitre 5 de ma thèse écrite au CREST, Paris, auquel je suis reconnaissant pour son soutien financier. Je remercie Thierry Magnac et Bruno Jullien pour leurs conseils durant ma thèse et tout particulièrement Thierry Magnac pour ce chapitre. Des commentaires précieux m'ont été faits par Jean-Marie Dufour, René Garcia, Stéphane Grégoir, Nour Meddahi, Jean-Marc Robin, David Thesmar, les participants de séminaires au CREST laboratoire de microéconométrie, au CRDE Université de Montréal et deux rapporteurs anonymes. Je remercie l'IFPRI (International Food Policy Research Institute) de m'avoir fourni les données du Pakistan. Je reste seul responsable des erreurs ou insuffisances.

[†]e-mail : dubois@toulouse.inra.fr ou dubois@are.berkeley.edu

Long Abstract :

Empirical tests of the complete markets hypothesis generally reject full insurance. However, most of them have serious methodological problems on the identification of preferences, on the definition and restriction of the inference methods applied for testing against some specified alternative hypothesis and on the power of the tests. In this paper, we show how to deal with these methodological problems and study the risk sharing achievement in rural Pakistan. Remarking that empirical tests of the complete markets hypothesis generally rely on strong homogeneity assumptions of households' preferences, we allow the utility function of households to depend on their characteristics by parameterizing both the marginal utility and the relative risk aversion. Usual tests of full insurance consist in testing if some idiosyncratic shocks influence the marginal utility of consumption. This kind of test are directional because they test whether households are fully insured against some given shocks. If there is no significant effect, then full insurance is accepted. However, this does not mean that full insurance would be accepted if tested against some other alternative for example against some other idiosyncratic shocks not observed in the data. In this paper, we give another simple inference method to test the full insurance hypothesis against any direction. A test of overidentifying restrictions with variables that are theoretically valid instruments under the null hypothesis provides a "non directional" test of the null hypothesis of full insurance. The test is said "non directional" because other model directions are not used. Contrary to directional test only able to test the null hypothesis against some alternative but not against other alternative. We then apply this method to the study of the risk sharing and consumption insurance achieved by rural households from three provinces of Pakistan : Sind, Punjab and the North West Frontier Province. We show that heterogeneity of preferences is important. With instrumental variables techniques, we estimate the parameters of households' preferences and test different assumptions on the range of full insurance. Full insurance is rejected within Pakistan, across provinces and villages. Then, the within village full insurance is tested and rejected by directional tests while non directional tests appear not to be sufficiently powerful in this case. At last, we show that in Pakistan, the sharecropping institution allows to complete markets because households able to use this contractual choice, which permits to share production risks, are better insured against idiosyncratic agricultural shocks than others. It seems that sharecropping provides a contingent claims that other accessible markets do not allow to replicate. This empirical fact shows that agricultural contracts play an important role in risk sharing when markets are incomplete and that it should be cared about for policy reform of institutions in rural developing areas.

1. Introduction

La question théorique du partage optimal des risques dans une économie, soit au niveau agrégé, soit au niveau d'une économie villageoise, s'est vue profondément renouvelée par les apports des articles empiriques qui pour la plupart rejetaient les théories existantes. L'hypothèse de revenu permanent (Hall, 1978, Pischke, 1995) et de l'assurance complète (Mace, 1991, Cochrane, 1991), c'est à dire des conséquences de l'hypothèse de marchés complets, sont en général rejetées. Ces faits empiriques ont alors conduit à l'introduction de théories compatibles avec les profils de consommations observés et le degré de partage de risque obtenu entre les agents dans l'économie. Les contraintes de liquidité, les non séparabilités temporelles et autres erreurs de spécification ainsi que les problèmes d'asymétries d'information et d'engagement ont été exploré pour expliquer et rationaliser les faits empiriques observés (cf. Dubois, 1999, pour une revue de la littérature). Mais, la plupart de ces études posent des problèmes d'identification sérieux. Notamment, les tests empiriques de l'hypothèse de marchés complets comportent des problèmes méthodologiques concernant l'identification des préférences, la direction des tests et leur puissance. Ici, nous nous intéressons au partage des risques et à l'assurance en consommation réalisés par des ménages ruraux de trois provinces du Pakistan. Nous montrons comment traiter les problèmes méthodologiques des tests d'assurance complète et nous intéressons à une question d'économie du développement importante concernant les mécanismes d'assurances formels et informels utilisés par les ménages ruraux dans les pays pauvres. Grâce à des données du Pakistan, nous nous demandons quel partage des risques en consommation est atteint par les ménages ruraux au Pakistan et quels marchés "d'assurance" leur permettent de s'assurer complètement ou partiellement ? Nous avançons alors une conjecture sur la capacité de certains contrats agricoles assez répandus à permettre aux ménages de mieux s'assurer contre les risques. Cette conjecture s'appuie sur une propriété de partage de souvent invoquée des contrats de métayage dans les modèles Principal-Agent de théorie des contrats. Il est en effet possible que l'institution du métayage permette de compléter le portefeuille de marché des ménages en procurant des actifs contingents qu'aucune combinaison des autres biens (contingents) accessibles ne permet d'obtenir. Les objectifs de cet article sont donc de tester l'assurance complète et la conjecture que le métayage permet de compléter les marchés en tenant compte notamment de l'hétérogénéité de l'aversion au risque des agents. Les résultats empiriques montrent qu'au Pakistan l'institution du métayage permet effectivement de compléter les marchés car les ménages ayant accès à ce choix contractuel, permettant de partager les risques de production, sont mieux assurés

que les autres.

Plus précisément, nous utilisons des données de ménages ruraux du Pakistan pour mettre en oeuvre des tests d'assurance complète (Townsend, 1994) avec hétérogénéité des préférences. Afin de pouvoir tester empiriquement l'hypothèse de marchés complets, diverses hypothèses d'identification doivent être faites. En particulier, les tests nécessitent l'identification des préférences des agents et reposent essentiellement sur la bonne spécification de celles-ci. L'hypothèse de marchés complets conduit à des prédictions sur l'utilité marginale de la consommation des ménages (Wilson, 1968, Altug et Miller, 1990). On se trouve donc face à un problème de spécification délicat. De façon surprenante, les tests conduisent souvent à rejeter l'assurance complète de façon beaucoup plus faible que ce à quoi on pourrait s'attendre. Par exemple, pour des villages indiens, Townsend, (1994) ne rejette que faiblement l'hypothèse de marchés complets. Les spécifications des fonctions d'utilité choisies font en général l'hypothèse d'homogénéité des préférences vis-à-vis du risque entre les agents. Mace (1991), Cochrane (1991) et Grimard (1997) supposent que les préférences vis-à-vis du risque sont homogènes. On peut penser que ces résultats sont peu robustes parce qu'ils ne tiennent pas compte de l'hétérogénéité des préférences.

En utilisant une méthode similaire à celle de Blundell, Browning et Meghir (1994) ou Hayashi, Altonji, Kotlikoff (1996), nous cherchons à mettre en oeuvre des tests d'assurance complète avec hétérogénéité des préférences. Nous remarquons que les tests traditionnels de l'assurance complète sont des tests directionnels visant à rejeter l'hypothèse de marchés complets dans une certaine direction, en testant par exemple que l'utilité marginale de la consommation est influencée par certains chocs idiosyncratiques. Par des méthodes de variables instrumentales, nous estimons les préférences des ménages tout en testant l'assurance complète contre certaines directions. Nous montrons aussi comment un test des restrictions suridentifiantes fournit en fait un test non directionnel de l'hypothèse nulle de marchés complets. Les tests empiriques effectués sur les données de trois provinces du Pakistan montrent que l'assurance complète est rejetée à la fois par les tests directionnels et non directionnels. Les hypothèses d'assurance complète inter et intra-village, intra-province, ou intra-village seulement sont toutes rejetées. Nous montrons finalement que l'assurance complète n'est pas rejetée pour les ménages cultivant au moins une parcelle de terre en métayage. Les propriétés de partage de risque des contrats de métayage n'ont jamais été testées de cette manière. Etant donnée que l'hypothèse de marchés complets est rejetée, nous testons si les ménages utilisant cette institution parviennent à un meilleur lissage de la consommation que les autres. L'interprétation étant qu'en complétant leur portefeuille de marché par des actifs contingents procurés par le métayage,

qu'aucune combinaison des autres biens accessibles ne permettrait d'obtenir, les ménages s'assurent mieux contre les risques dans un contexte de marchés incomplets.

La section 2 expose le modèle économétrique que nous utilisons afin d'estimer le modèle avec préférences hétérogènes sous hypothèse de marchés complets et de tester les différentes hypothèses. La section 3 décrit les données du Pakistan et les résultats des tests empiriques effectués. La section 4 conclut et donne quelques voies de recherches en cours faisant suite à cette étude. Les annexes sont dans la section 5.

2. Modèle économétrique et méthode d'inférence

Dans une économie incertaine, sous l'hypothèse de marchés complets, l'utilité marginale de la consommation des ménages est égale au produit d'un effet familial et d'un effet temporel (Altug et Miller, 1990). L'effet familial est une caractéristique du ménage indépendante du temps. C'est le multiplicateur de Lagrange de la contrainte de budget intertemporelle et peut donc dépendre de la richesse initiale du ménage, ou de toute autre variable de patrimoine hérité. L'effet temporel commun à tous les ménages est le multiplicateur de Lagrange de la contrainte de ressource agrégée à la date considérée. Plusieurs méthodes peuvent être employées pour tester cette prédiction de l'hypothèse de marchés complets. Les tests habituels vérifient que l'utilité marginale de la consommation d'un agent n'est pas affectée par les chocs idiosyncratiques mais seulement par les chocs agrégés. D'un point de vue économétrique, il est d'abord nécessaire de choisir la spécification de la fonction d'utilité d'un agent puis de définir les contreparties empiriques des variables de la théorie économique qui ne sont généralement pas parfaitement observées, comme la consommation calculée par l'agrégation de diverses dépenses, les revenus, et de façon plus délicate, les innovations ou chocs idiosyncratiques dus à l'incertitude. Les données de panel nécessaires à ces tests fournissent en général des informations sur les dépenses de consommation, sur les revenus des ménages. Les erreurs de mesure sur les valeurs des variables posent alors quelques problèmes. Mais plus que cette difficulté économétrique qui peut être résolue par des méthodes d'instrumentation, se pose le problème de la définition même de la consommation (bien durable, non durable, ou consommation alimentaire), de la spécification de la fonction d'utilité (séparabilité entre consommation et loisir) et des chocs idiosyncratiques non anticipés touchant les ménages. Ici, nous proposons une méthode de test permettant de tester l'hypothèse de marchés complets en tenant compte de l'hétérogénéité des préférences et en particulier des aversions au risque.

2.1. Assurance complète avec hétérogénéité des préférences

La plupart des tests d'assurance complète supposent l'homogénéité des préférences vis-à-vis du risque des agents. Une certaine forme d'hétérogénéité est parfois prise en compte dans la paramétrisation de l'utilité marginale de la consommation (Mace, 1991, Cochrane, 1991) mais jamais dans le paramètre d'aversion au risque. Le modèle théorique d'assurance complète (Wilson, 1968) prédit que la consommation du ménage est une fonction linéaire de la consommation agrégée de pente égale au rapport de la tolérance vis-à-vis du risque du ménage i sur la tolérance agrégée des ménages. Ainsi, Townsend (1994) fournit un test de l'assurance complète avec hétérogénéité des aversions au risque en régressant, ménage par ménage, la consommation sur la consommation agrégée au niveau du village et incluant successivement des variables proxy de chocs idiosyncratiques au ménage. Dans ce cas, sans imposer d'homogénéité des préférences, Townsend teste si, pour tous les ménages, le coefficient de la variable de choc idiosyncratique choisie, par exemple le revenu, est égal à zéro et que celui de la consommation agrégée du village est égal à un. Malheureusement, le pouvoir de ces tests est assez faible étant donnée la dimension temporelle disponible dans les panels utilisés (10 vagues pour Townsend, 1994). De plus, dans le cas d'utilité à aversion absolue vis-à-vis du risque constante égale à σ_i pour le ménage i , le modèle théorique de partage de risque sous hypothèse de marchés complets indique que le coefficient de la consommation agrégée doit être égal au rapport entre sa tolérance absolue vis-à-vis du risque et la moyenne de celle des autres membres du village (dont le nombre est noté $\#village$) i.e. $\beta_i = \frac{1/\sigma_i}{\frac{1}{\#village} \sum_{i \in village} 1/\sigma_j}$. Par conséquent, ces régressions ménage par ménage permettent d'identifier ces rapports et le véritable test de l'assurance complète n'est pas $\widehat{\beta}_i = 1$ mais plutôt $\frac{1}{\#village} \sum_{i \in village} \widehat{\beta}_i = 1$ c'est à dire que la moyenne des coefficients estimés est égale à un pour chaque village. Mais, ce test est sans doute peu puissant et les erreurs de mesure sur la consommation semblent le rendre peu fiable (Ravallion et Chaudhuri, 1997). Le test de Townsend consiste aussi à tester que le coefficient de la variable de choc idiosyncratique est nul. Ce test reste valide et semble plus intéressant malgré son faible pouvoir.

Une autre méthode fournit un test plus puissant. La méthode contrainte de Townsend (1994) ou Mace (1991) consiste à régresser la différence à la moyenne du village de la première différence de la consommation du ménage (ou son logarithme) sur la variation de revenu et à tester que le choc de revenu n'influe pas sur la variation de consommation. Cette méthode n'est pas valide si les agents ont des aversions au risque hétérogènes. En effet, la différence à la moyenne du village vise à retirer le choc agrégé subi par l'utilité marginale de la consommation du ménage, mais si les préférences sont hétérogènes alors le choc agrégé subi par le ménage i n'est pas égal à cette moyenne mais

plutôt à β_i multiplié par cette moyenne. De plus, la méthode consistant à inclure des indicatrices de village à droite de l'équation (utilisée par Grimard, 1997, Jalan et Ravallion, 1999) au lieu d'utiliser les différences à la moyenne de la consommation permet d'éviter que le coefficient du choc de revenu soit biaisé vers le bas sous l'hypothèse alternative qu'il est positif i.e. de marchés incomplets (Ravallion et Chaudhuri, 1997). En effet, sous l'hypothèse nulle les deux méthodes conduisent à des estimateurs convergents. Mais sous l'hypothèse alternative que la variation de la consommation dépend d'un choc agrégé au niveau du village et d'un choc idiosyncratique, l'estimation par les différences à la moyenne du village, visant à retirer le choc agrégé de la variable dépendante, est biaisée si les chocs individuels de revenu sont corrélés au choc agrégé.

Cochrane (1991) teste l'assurance complète avec une forme d'hétérogénéité des préférences mais est obligé de faire des hypothèses fortes d'indépendance de ces préférences avec les variables de choc idiosyncratique dans un modèle à aversion au risque homogène. En effet, l'hypothèse de marchés complets indique que l'utilité marginale de la consommation a le même taux de croissance pour tous les agents (Altug et Miller, 1990). Or si par exemple la fonction d'utilité est isoélastique, même si les préférences sont inobservées et hétérogènes, l'hypothèse de marchés complets prédit qu'une fonction croissante du taux de croissance de la consommation ne dépend que des ressources agrégées et non des chocs idiosyncratiques. Si on fait l'hypothèse que les chocs idiosyncratiques sont indépendants des préférences des ménages, alors ils doivent être transversalement indépendants du taux de croissance de la consommation. C'est le principe du test de Cochrane, utilisé aussi par Jacoby et Skoufias (1998), qui permet de ne pas faire l'hypothèse d'homogénéité des préférences mais qui est très peu robuste aux erreurs de mesure sur la consommation et à cette hypothèse d'indépendance entre préférences (généralement corrélées aux caractéristiques démographiques et patrimoniales du ménage) et chocs idiosyncratiques (pouvant aussi être corrélés aux caractéristiques du ménage).

Mis à part ces études, les tests d'assurance complète supposent en général l'homogénéité des préférences vis-à-vis du risque (Townsend, 1994, Mace, 1991, Grimard, 1997 ou Kochar, 1999). Il semble naturel de vouloir effectuer les tests d'assurance complète et de toute autre hypothèse alternative en tenant compte explicitement de l'hétérogénéité des préférences. Nous voulons dériver ici les tests d'assurance complète généralement effectués, en ne faisant pas l'hypothèse d'homogénéité de l'aversion au risque.

Supposons que l'utilité instantanée u_{it} , exprimée en utilité de la date zéro, de la consommation c à

la date t pour le ménage i est de la forme isoélastique suivante

$$\beta^t u_{it}(c) = \exp(\alpha(\widetilde{z}_{it})) \frac{c^{1-\theta(z_{it})}}{1-\theta(z_{it})} \quad (1)$$

où les vecteurs z_{it} , \widetilde{z}_{it} sont des variables caractéristiques du ménage i à la date t et β le facteur d'escompte (les vecteurs z_{it} , \widetilde{z}_{it} peuvent ou non contenir des variables communes, nous distinguons ces notations dans le modèle économétrique car la méthode d'instrumentation ne traite pas les deux vecteurs de la même manière même si en pratique on utilisera les mêmes variables). On suppose donc que les ménages ont une aversion relative au risque $\theta(z_{it})$ constante¹ (en fonction du niveau de consommation) mais hétérogène puisqu'elle dépend de caractéristiques du ménage i à la date t , comme par exemple sa taille, sa composition, ou de son environnement. Cette méthode de Blundell, Browning et Meghir est aussi utilisée par Hayashi, Altonji et Kotlikoff (1996) qui paramètrent des facteurs multiplicatifs de l'utilité marginale de la consommation par des caractéristiques observables des ménages ($\alpha(\widetilde{z}_{it})$) mais supposent que l'aversion au risque des ménages est homogène. La paramétrisation de l'utilité marginale de la consommation peut être considérée comme une manière de capturer une certaine forme d'hétérogénéité observable du facteur d'escompte des ménages ou de leur degré de patience. La composante commune à tous les ménages du facteur d'escompte étant β .

La condition du premier ordre vérifiée par le taux marginal de substitution de la consommation entre les dates t et $t+1$ sous hypothèse de lissage de la consommation est alors² :

$$\frac{u'_{it+1}(c_{it+1})}{u'_{it}(c_{it})} = \varepsilon_{it+1} \quad (2)$$

où ε_{it+1} est une variable aléatoire, représentant le taux marginal de substitution intertemporelle de la consommation, qui dépend des hypothèses sur les marchés des actifs contingents disponibles, de leurs prix relatifs (notamment d'assurance et de crédit), donc des taux d'intérêts auxquels font face les ménages, des prix, du facteur d'escompte temporel des ménages, des chocs climatiques sur les revenus. L'hypothèse de lissage de la consommation ne présume pas des caractéristiques des marchés mais signifie simplement qu'étant donnés les marchés disponibles, les agents maximisent leur bien être en particulier par lissage intertemporel, même imparfait, de leur consommation. Par

¹La spécification des préférences est importante. Mace (1991) rejette l'assurance complète avec des utilités CRRA mais l'accepte avec la forme CARA. Cependant, Nelson (1994) a montré que cela était dû à un problème d'erreurs de mesure. Ici, la forme CARA (Constant Absolute Risk Aversion) donnerait les mêmes résultats dans la suite de cet article mais la forme CRRA (Constant Relative Risk Aversion) est empiriquement meilleure. De plus, elle est généralement préférée à la forme CARA car elle implique une aversion absolue au risque décroissante en fonction du niveau de consommation. L'estimation de ce même modèle avec utilité à aversion absolue hyperbolique permettant d'avoir une forme plus flexible des préférences (Carroll et Kimball, 1996) est laissée pour des recherches futures.

²Dans toute la suite la date $t+1$ correspondra à la période dite actuelle. Les variables retardées correspondent donc à la date t , et les variables doublement retardées à la date $t-1$.

la suite, nous formaliserons les implications sur ε_{it+1} des diverses hypothèses testées. En utilisant (1), cette condition du premier ordre s'écrit sous la forme logarithmique suivante

$$\alpha(\widetilde{z_{it+1}}) - \alpha(\widetilde{z_{it}}) - \theta(z_{it+1}) \ln c_{it+1} + \theta(z_{it}) \ln c_{it} = \ln \varepsilon_{it+1} \quad (3)$$

L'identification de la fonction $\theta(\cdot)$ ne peut se faire qu'à une constante multiplicative près³. C'est pourquoi, en supposant que les fonctions $\alpha(\cdot)$ et $\theta(\cdot)$ sont linéaires, on normalise la fonction $\theta(\cdot)$ de la façon suivante

$$\theta(z_{it}) = 1 + z_{it}\theta \quad (4)$$

L'aversion relative vis-à-vis du risque du ménage i à la date t n'est identifiable qu'à une constante multiplicative près. Elle est supposée fonction de caractéristiques observables du ménage i à la date t . Elle est croissante en fonction de la composante z_{it}^k du vecteur de caractéristiques z_{it} si $\theta^k > 0$. L'homogénéité de l'aversion relative au risque des agents correspond alors à $\theta = 0$. La fonction $\alpha(\cdot)$ permet d'introduire des chocs multiplicatifs à l'utilité marginale de la consommation fonctions éventuellement de caractéristiques observables $\widetilde{z_{it}}$. En prenant la forme linéaire additive entre un choc inobservable η_{it} et un facteur $\widetilde{z_{it}}\alpha$ fonction des variables observables, on écrit

$$\alpha(\widetilde{z_{it}}) = \widetilde{z_{it}}\alpha + \eta_{it} \quad (5)$$

Le facteur η_{it} permet notamment de capturer les variations du taux d'escompte familial du ménage i et toute autre sorte d'effet familial inobservable multiplicatif de l'utilité marginale de la consommation. Nous verrons plus loin quelles hypothèses nous devons faire sur la distribution des η_{it} pour que les tests soient valides. Ainsi, la condition du premier ordre s'écrit sous la forme suivante

$$\Delta \ln c_{it+1} = [-z_{it+1} \ln c_{it+1} + z_{it} \ln c_{it}] \theta + \Delta \widetilde{z_{it+1}}\alpha + \Delta \eta_{it+1} - \ln \varepsilon_{it+1} \quad (6)$$

ou de façon équivalente

$$\Delta \ln c_{it+1} = [-z_{it+1} \Delta \ln c_{it+1} - \ln c_{it} \Delta z_{it+1}] \theta + \Delta \widetilde{z_{it+1}}\alpha + \Delta \eta_{it+1} - \ln \varepsilon_{it+1} \quad (7)$$

où Δ est l'opérateur de première différence défini par $\Delta X_{t+1} = X_{t+1} - X_t$.

La mesure de la consommation est une tâche difficile dans toutes les enquêtes auprès des ménages et les erreurs de mesure sont pratiquement inévitables lorsqu'on interroge les gens. La non prise en

³ Cela provient du fait que l'on observe pas les taux d'intérêts auxquels font face les ménages (ils seront absorbés par des indicatrices avec l'hypothèse que tous les ménages d'un même village font face au même taux d'intérêt). Si on avait écrit $\theta(z) = \theta_0 + z\theta$ alors on obtiendrait $\Delta \ln c_{it+1} = [-z_{it+1} \Delta \ln c_{it+1} - \ln c_{it} \Delta z_{it+1}] \frac{\theta}{\theta_0} + \Delta z'_{it+1} \frac{\alpha}{\theta_0} + \frac{1}{\theta_0} \Delta \eta_{it+1} - \frac{1}{\theta_0} \ln \varepsilon_{it+1}$. On suppose implicitement que $\theta_0 > 0$. Les paramètres estimés sont alors les $\frac{\theta}{\theta_0}$, $\frac{\alpha}{\theta_0}$, au lieu de θ , α , ce qui ne change rien à l'interprétation.

compte des erreurs de mesure peut conduire à des biais importants dans les estimations. Supposons donc que la consommation c_{it} est affectée par des erreurs de mesure indépendantes entre ménages et périodes. On observe \widetilde{c}_{it} au lieu de c_{it} :

$$\ln \widetilde{c}_{it} = \ln c_{it} + u_{it} \quad (8)$$

Dans ce cas, on obtient la condition du premier ordre suivante :

$$\Delta \ln \widetilde{c}_{it+1} = [-z_{it+1} \Delta \ln \widetilde{c}_{it+1} - \ln \widetilde{c}_{it} \Delta z_{it+1}] \theta + \Delta \widetilde{z}_{it+1} \alpha + v_{it+1} \quad (9)$$

avec⁴ $v_{it+1} = \Delta \eta_{it+1} - \ln \varepsilon_{it+1} + (1 + z_{it+1} \theta) \Delta u_{it+1} + u_{it} \Delta z_{it+1} \theta$

Précisons maintenant les hypothèses sur les termes d'erreurs. Les propriétés du terme ε_{it+1} dépendent des hypothèses effectuées sur la complétude des marchés :

- **Assurance complète intra et inter-villages** : Sous l'hypothèse de marchés complets, les termes ε_{it+1} sont des chocs agrégés temporels : $\varepsilon_{it} = \varepsilon_t$.
- **Assurance complète intra-village** : Sous l'hypothèse de marchés complets pour chaque village, les termes ε_{it+1} sont des chocs agrégés temporels au niveau du village : $\varepsilon_{it} = \varepsilon_t^v$.
- **Assurance incomplète intra-village** : Sous l'hypothèse de marchés incomplets⁵ à l'intérieur de chaque village, $\ln \varepsilon_{it+1} = E_t [\ln \varepsilon_{it+1} | X_{it}] + \xi_{it+1} = \ln f(X_{it}) + \xi_{it+1}$ où ξ_{it+1} est orthogonal à l'espérance de $\ln \varepsilon_{it+1}$ conditionnelle à l'information de la date t , donc aux variables X_{it} de la date t (les X_{it} incluent en particulier les variables de consommation et d'offre de travail).

Nous faisons aussi les hypothèses stochastiques suivantes sur les termes d'erreurs :

Hypothèse 1 : Les erreurs de mesure sur la consommation u_{it} sont identiquement et indépendamment distribuées entre dates et ménages.

Hypothèse 2 : Conditionnellement aux caractéristiques observables des ménages z_{it} , les chocs de préférences inobservables η_{it} sont des martingales indépendantes entre ménages et indépendantes des erreurs de mesure⁶.

2.2. Méthode d'estimation et d'inférence

Les tests habituels de l'assurance complète consistent en des tests directionnels envers des alternatives précises. Le plus souvent, il s'agit de tester si les termes d'erreurs ε_{it+1} dépendent ou

⁴ $(1 + \theta z_{it+1}) \Delta u_{it+1} + \theta u_{it} \Delta z_{it+1} = (1 + \theta z_{it}) \Delta u_{it+1} + \theta u_{it+1} \Delta z_{it+1}$

⁵ Le terme marchés incomplets est ici entendu d'une manière très générale et ne détermine pas en particulier quels marchés sont absents (crédit, assurance).

⁶ $\Delta \eta_{it+1}$ est alors une différence de martingale impliquant que $\Delta \eta_{it+1}$ est indépendant de $\Delta \eta_{it}$.

non d'un choc idiosyncratique au ménage. Si par exemple un choc de revenu négatif diminue la consommation du ménage au cours de la période, c'est bien que les marchés sont incomplets car en marchés complets, le lissage de la consommation est parfait et les chocs doivent être complètement absorbés par les marchés d'assurance. Mais, ces tests sont directionnels et ne peuvent permettre de rejeter l'hypothèse nulle que dans une certaine direction. Ici, un test de restrictions suridentifiantes sur le modèle (9) permet en fait d'effectuer un test "non directionnel" de l'hypothèse nulle de marchés complets. Ce test est non directionnel dans le sens où il ne teste pas le modèle contre une alternative spécifiée mais teste simplement la cohérence du modèle estimé, ce qui permet de rejeter le modèle de façon non directionnelle (i.e. en faveur d'une alternative inconnue) si cette cohérence n'est pas satisfaite. Ce test a l'avantage de ne pas nécessiter de disposer d'une alternative testable et des données correspondantes (comme des chocs idiosyncratiques de revenu). Si le test non directionnel ne rejette pas le modèle, il se peut que le test ne soit pas assez puissant et qu'un test directionnel soit éventuellement plus puissant même si l'on ne peut comparer et ordonner la puissance de ces divers tests.

Dans le cas où le test non directionnel rejette l'assurance complète, le test directionnel est en fait biaisé puisque la validité des instruments est justement rejetée. Dans le cas où le test non directionnel ne rejette pas l'assurance complète, des tests directionnels, éventuellement plus puissants, peuvent permettre de la rejeter. Si l'assurance est incomplète à l'intérieur du village, les termes d'erreurs $\ln \varepsilon_{it+1}$ comprennent un terme de choc idiosyncratique au ménage. Par conséquent, si nous avons une variable ω_{it+1} corrélée avec le choc idiosyncratique ξ_{it+1} , telle que $\xi_{it+1} = \delta [E_t \omega_{it+1} - \omega_{it+1}]$, il suffit de tester que $\delta = 0$ dans l'estimation de l'équation suivante :

$$\Delta \ln \widetilde{c_{it+1}} = [-z_{it+1} \Delta \ln \widetilde{c_{it+1}} - \ln \widetilde{c_{it}} \Delta z_{it+1}] \theta + \delta \omega_{it+1} + \Delta \widetilde{z_{it+1}} \alpha + \widetilde{v_{it+1}} \quad (10)$$

avec $\widetilde{v_{it+1}} = v_{it+1} - \delta \omega_{it+1} = \Delta \eta_{it+1} + (1 + z_{it+1} \theta) \Delta u_{it+1} + u_{it} \Delta z_{it+1} \theta - \ln f(X_{it}) - \xi_{it+1} - \delta \omega_{it+1}$ et $\xi_{it+1} = \delta [E_t \omega_{it+1} - \omega_{it+1}]$.

Estimation par variables instrumentales :

Pour estimer l'équation (9) sous une des hypothèses nulles, nous incluons des variables indicatrices temporelles (le cas de l'hypothèse de marchés complets inter et intra villages) ou des variables indicatrices village-temps (pour l'hypothèse de marchés complets intra-village), et utilisons la méthode des moindres carrés en deux étapes avec variables instrumentales pour instrumenter les variables explicatives endogènes $[z_{it+1} \Delta \ln \widetilde{c_{it+1}} + \Delta z_{it+1} \ln \widetilde{c_{it}}]$. Le choix des instruments est très important. En général, on considère que l'on peut utiliser comme instruments toutes les variables

exogènes présentes et retardées i.e. les z_{it+1} , z_{it} , et toutes variables non corrélées avec des chocs de préférences ou erreurs de mesure au dates t , $t + 1$ (c_{it} et l_{it} ne peuvent donc être des instruments, mais les variables retardées de deux périodes peuvent l'être). Cependant, l'inclusion d'un grand nombre de variables instrumentales conduit souvent à un problème d'instruments faibles et à des estimateurs biaisés (Bound, Jaeger et Baker, 1995). Par conséquent, nous cherchons quels instruments doivent être théoriquement utilisés, valides sous l'hypothèse nulle du modèle d'assurance complète, et qui seront le mieux corrélés aux variables endogènes à instrumenter. L'annexe 5.2.1 montre comment on peut déterminer les variables instrumentales le mieux corrélées aux endogènes sous l'hypothèse nulle. Des instruments théoriquement valides sous l'hypothèse nulle d'assurance complète sont : $\Delta z_{it+1} \ln c_{it-1}$ et $z_{it} \Delta \widetilde{z_{it}} - z_{it+1} (1 - L^2) \widetilde{z_{it+1}}$ (ensemble que l'on notera [1]) auxquels on peut ajouter $\Delta z_{it+1} (z_{it+1} + z_{it} - z_{it-1}) \ln c_{it-1}$ et $z_{it+1}^2 (1 - L^2) \widetilde{z_{it+1}} - z_{it}^2 \Delta \widetilde{z_{it}}$ (ensemble que l'on notera [2]). En effectuant un test de restrictions suridentifiantes, par exemple grâce à la statistique de Sargan (Sargan, 1958, Davidson et MacKinnon, 1993), on obtient un test de cette hypothèse nulle d'assurance complète⁷.

Pour éviter le problème des instruments faibles qui peuvent affecter fortement le niveau asymptotique des tests de restrictions suridentifiantes et les estimateurs par variables instrumentales dans les échantillons finis⁸ (Magdalinos, 1994, Bound, Jaeger et Baker, 1995, Staiger et Stock, 1997) nous restreignons notre ensemble de variables instrumentales aux instruments théoriques trouvés. Il est donc important de bien contrôler les régressions instrumentales dans le travail empirique afin d'éviter le problème des instruments faibles. Ceci n'est généralement pas fait dans l'utilisation des méthodes de moindres carrés en deux étapes avec un très grand nombre d'instruments (Jacoby et Skoufias, 1998, Kochar, 1999) ce qui peut jeter un grand doute sur les résultats obtenus. Dans l'étude empirique nous reportons donc certaines des régressions instrumentales de première étape en annexe.

L'estimation de (9) sous l'hypothèse nulle d'assurance complète intra-village nécessite l'inclusion de nombreuses variables indicatrices du côté droit de l'équation (indicatrice village-temps pour le test d'assurance complète intra-village, indicatrices province-temps pour le test d'assurance complète intra-province). Les coefficients des indicatrices ne sont pas interprétables et parfois très nombreux. Nous estimons le modèle en remplaçant toutes les variables par leur transformée par l'opérateur de projection sur l'orthogonal à l'espace engendré par les variables indicatrices désirées (variables

⁷L'hypothèse testée par le test de restrictions suridentifiantes est l'hypothèse d'assurance complète plus toutes les hypothèses d'orthogonalité faites sur les chocs de préférence et les erreurs de mesure.

⁸Le biais de "petit" échantillon peut exister même pour des échantillons relativement grand car c'est le rapport entre la taille de l'échantillon et l'amplitude des corrélations qui est important (Staiger et Stock, 1994, Buse, 1992).

dépendantes, explicatives et instrumentales) au lieu d'inclure toutes les indicatrices nécessaires. Le théorème de Frisch-Waugh montre que cela est équivalent⁹, pourvu que l'on prête attention au calcul des écart-types qui doivent tenir compte du fait que les effets fixes sont estimés¹⁰. Remarquons enfin que dans le cas où nous avons effectivement des erreurs de mesure sur la consommation, les résidus de l'équation (9) sont autocorrélés. Il est alors nécessaire de tenir compte de cette autocorrélation dans l'estimation, ce que nous faisons en estimant le modèle avec l'hypothèse de non corrélation des erreurs de mesure entre ménages mais corrélation possible entre dates pour un même ménage.

2.3. Offre de travail

Jusqu'à maintenant, nous avons considéré que la consommation et le loisir sont séparables dans la fonction d'utilité du ménage. Quand ce n'est pas le cas, l'hypothèse d'assurance complète peut être rejetée à tort par les tests directionnels car un coefficient du revenu significatif peut en fait indiquer une non séparabilité vis-à-vis du loisir. Browning et Meghir (1991) et de nombreuses autres contributions montrent que les estimations sont biaisées si l'on néglige l'offre de travail dans les fonctions de demande. Les revenus et les heures de travail sont en effet a priori fortement corrélés. Il semble donc important de tenir compte de l'offre de travail des ménages car sinon, l'offre de travail a le même effet qu'un choc de préférence inobservé corrélé au revenu et biaise l'estimation du coefficient du choc de revenu. En tenant compte de la non séparabilité entre consommation et loisir, on peut éviter ce problème (sous l'hypothèse que le modèle est bien spécifié). Supposons que l'utilité instantanée de la consommation c et de l'offre de travail l pour le ménage i à la date t soit de la forme isoélastique suivante

$$\beta^t u_{it}(c, l) = \exp(\widetilde{z_{it}}\alpha) \frac{c^{1-z_{it}\theta}}{1-z_{it}\theta} (1+l)^{-\gamma} \quad (11)$$

où γ est un paramètre de préférence des ménages.

La condition du premier ordre par rapport à la consommation reste identique et on obtient :

$$\Delta \ln c_{it+1} = -\Delta [z_{it+1} \ln c_{it+1}] \theta - \gamma \Delta \ln l_{it+1} + \Delta \widetilde{z_{it+1}} \alpha + \Delta \eta_{it+1} - \ln \varepsilon_{it+1} \quad (12)$$

⁹Cette méthode nécessite toutefois un peu d'attention lorsque les données de panel utilisées ne sont pas cylindrées à cause d'un problème d'attrition, ce qui est le cas dans notre étude empirique au Pakistan. Il faut alors définir les variables date par date car l'opérateur de différence à la moyenne du groupe et celui de différence temporelle ne commutent plus.

¹⁰Cette correction est telle que les écart-types doivent être multipliés par un facteur $(d/(d-f+1))$ égal au rapport du nombre de degré de libertés résiduels du modèle (d) sur ce nombre moins le nombre d'effets fixes estimés (f) moins un. Ce facteur est proche de un lorsque l'échantillon est grand.

3. Données et tests empiriques

3.1. Description des données

Les données dont nous disposons proviennent d’une enquête réalisée par l’IFPRI (International Food Policy Research Institute) au Pakistan entre 1986 et 1989. L’enquête comporte 12 interviews de 927 ménages répartis dans quatre districts de trois régions (Attock et Faisalabad au Punjab, Badin dans le Sind, et Dir dans la Province de la Frontière Nord-Ouest, NWFP). Les 927 ménages des 46 villages constituent un échantillon aléatoire stratifié (voir Alderman et Garcia, 1993). Pour chacun des quatre districts, les villages ont été choisis aléatoirement parmi les listes exhaustives de villages classés en trois ensembles suivant leurs distances à deux marchés (*mandis*). Dans chaque village, les ménages ont été tirés aléatoirement d’une liste exhaustive des familles du village. L’attrition observée dans les données (927 ménages au début et plus que 887 à la fin) semble provenir de problèmes administratifs et politiques plutôt que d’une auto-sélection des ménages (Alderman et Garcia, 1993). Nous considérons donc ce phénomène d’attrition comme exogène. Bien que l’échantillon soit totalement rural, il n’est pas strictement agricole, ce qui affecte la distribution et la fluctuation des revenus. Toutefois, sur les 927 ménages choisis en première période, seulement 22 n’ont jamais de revenus agricoles pendant la période d’étude. Les données disponibles sont très complètes et comportent des informations sur les caractéristiques démographiques des ménages, leurs consommations, leurs revenus désagrégés en de nombreuses sources, l’offre de travail individuelle, le patrimoine et actifs possédés, la structure agraire, les cultures et productions, les relations contractuelles agricoles (métayage). Des statistiques descriptives des variables d’intérêt sont dans le tableau 1 (l’annexe 5.1 fournit plus de détails sur la construction des données).

Les sources de revenus sont les salaires, les profits agricoles, les rentes de propriété et pensions diverses, les transferts informels (familiaux et autres). Les dépenses et revenus sont exprimés en Roupies (constants de 1986) par semaine, les surfaces en acres¹¹. Les corrélations entre sources de revenu pour l’échantillon total, présentées dans le tableau 2, montrent qu’il y a assez peu de covariation entre les sources. Ceci permettrait la diversification des revenus, mais tous les ménages ne possèdent pas ce portefeuille de marché. En effet les parts moyennes de chaque source de revenu dans le revenu total montrent, par exemple, que les ménages sans terre ont une part beaucoup plus importante de leurs revenus en salaires. Les ménages sans terre ont en moyenne 80% de leur revenu en salaire alors que les propriétaires seulement un tiers. De façon générale, pour ces ménages ruraux, la variabilité des revenus est forte à cause notamment de la mousson, de la variabilité cli-

¹¹Unités : 1 Roupie Pakistanaise (1986) = US\$0.0062, 1 acre = 4046.86 m².

TAB. 1: Statistiques descriptives

Statistiques descriptives sur l'échantillon total (toutes les dates)			
Variable	Moy.	Ecart type	Obs.
Consommation alimentaire	197.9	151.4	9990
Autres dépenses en biens non durables (chauffage, ..)	47.3	196.1	9991
Dépenses en biens durables	585.6	774.7	9906
Surface totale terre possédée (acres)	9.42	21.81	10083
Terre irriguée (acres)	4.19	11.25	10083
Terre non irriguée (acres)	5.24	17.09	10083
Terre louée en fermage (acres)	0.58	3.93	10083
Terre louée en métayage (acres)	2.75	6.03	10083
Taille du ménage	8.64	4.23	9987
Nombre d'enfants (<=15ans)	4.08	2.91	9987
Revenu salarial	141.9	298.3	9906
Revenu de rentes	70.5	450.5	9906
Profits agricoles	109.26	1095.6	9906
Transferts	106	974	9906
Revenu total (hors transferts)	321.7	1291.1	9906
Indicatrice métayage (loueur)	0.35	-	10083
Indicatrice fermage (loueur)	0.08	-	10083
Jours de maladie, hommes (personne*jour/semaine)	0.51	1.94	9889
Jours de maladie, femmes (personne*jour/semaine)	0.25	1.05	9885
Travail masculin (personne*jour/semaine)	2.62	4.13	9889
Travail féminin (personne*jour/semaine)	0.53	1.89	9885

matique importante générant des périodes de sécheresse et des inondations relativement fréquentes et importantes. D'ailleurs, les (pseudo) coefficients de variation des revenus¹² des ménages avant transferts sont très importants, compris entre 0.31 et 2.76 pour chaque ménage, avec une moyenne par ménage de 0.86 (0.84 en moyenne dans le Punjab et le Sind et 0.90 dans la Province de la Frontière Nord-Ouest). En contrepartie, les coefficients de variation de la consommation sont bien plus faibles allant de 0.009 à 1.98 et d'une moyenne de 0.40. Les graphiques (1) et (2) montrent les coefficients de variation des revenus des ménages (avant et après transferts) classés par ordre croissant et les coefficients de variation de leurs consommations (alimentaires, totales en biens non durables, et dépenses totales de biens durables et non durables). On observe que le nuage de point des coefficients de variation des consommations est bien plus concentré vers le bas que celui des revenus. Le tableau 3 montre le nombre de ménages pour lesquels le coefficient de variation du revenu est supérieur ou inférieur au coefficient de variation de chacune des trois consommations considérées. Les consommations observées permettent de calculer les dépenses de consommation en biens durables et non durables. En supposant que l'utilité instantanée est séparable entre bien durable et bien non durable, on peut estimer le modèle en utilisant les dépenses de bien non du-

¹²Les revenus par période sont des revenus nets des dépenses en inputs de production et donc peuvent être négatifs à certaines périodes. Le pseudo coefficient de variation pour un ménage i est calculé comme suit

$$\frac{\left(T \sum_{t=1}^T y_{it}^2 - \left(\sum_{t=1}^T y_{it}\right)^2\right)^{1/2}}{\sum_{t=1}^T y_{it} - T \min_{i=1, \dots, T} (y_{it})}.$$

TAB. 2: Corrélations entre sources de revenu

Corrélations entre sources de revenus		Profits agricoles	Revenu salarial	Revenu de rente	Transferts
(N=9906)					
	Profits agricoles	1	-	-	-
	Revenu salarial	-0.01	1	-	-
	Revenu de rentes	0.19	-0.001	1	-
	Transferts	0.005	-0.005	0.003	1
	Revenu total (hors transf.)	0.91	0.22	0.51	-0.005

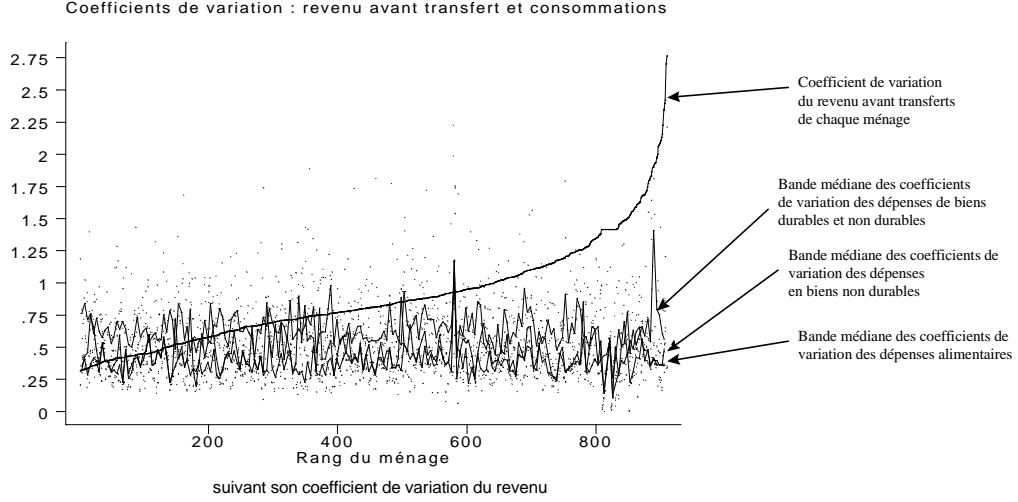


FIG. 1: Coefficients de variation individuels temporels du revenu et de la consommation

rables comme variable de consommation. Dans la littérature sur les tests d'assurance complète, la consommation alimentaire est souvent utilisée (Townsend, 1994, Mace, 1991, Cochrane, 1991). Nous utiliserons aussi ces dépenses dans nos tests bien que nous préférons étudier la totalité des dépenses de biens non durables comme le modèle théorique l'exige.

Enfin, une considération importante dans cette étude est qu'il faut tenir compte de la saisonnalité des comportements. En effet, le problème ne se pose pas avec des données annuelles, mais ici, l'écart entre deux dates d'interviews est en moyenne de quatre mois. La saisonnalité est a priori un phénomène important pour ces ménages ruraux pour des raisons de calendrier de l'activité agricole et religieuse (musulmane). Ainsi, l'activité agricole au Pakistan est marquée par la mousson, générant deux saisons de plantations et récoltes (Kharif pour la saison la plus humide et Rabi pour la saison la plus sèche), dont les dates varient par région suivant la latitude. Pour la province du Punjab, la période de plantations de la saison Rabi est en novembre-décembre, et les récoltes en mars-avril. La période des plantations de la saison Kharif est entre mai et juillet et les récoltes entre octobre et décembre. Il faut donc tenir compte de ces effets saisonniers dans les diverses spécifications adoptées car ils ont une influence sur les revenus mais aussi rythment la vie rurale par diverses fêtes (comme la fête des lumières dite *dipavali* à la fin du mois d'octobre et bien d'autres encore),

TAB. 3: Comparaison des coefficients de variation individuels

	Coefficients de variations			
	Revenu avant transfert		Revenu après transfert	
	Supérieur	Inférieur	Supérieur	Inférieur
Consommation alimentaire	831	79	864	46
Consommation alimentaire et autres non durables	747	163	813	97
Dépenses en biens non durables et durables	613	297	763	147

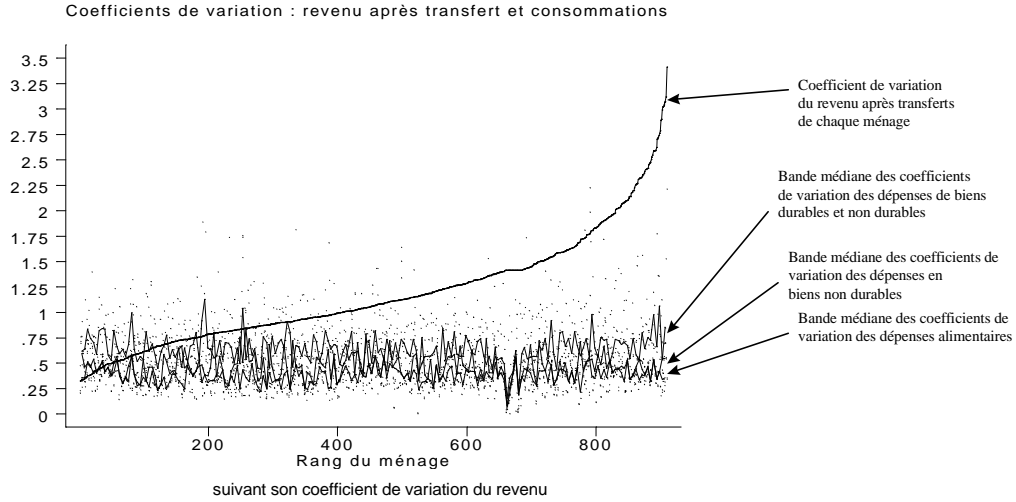


FIG. 2: Coefficients de variation individuels temporels du revenu et de la consommation

par les fluctuations saisonnières de pathologies fréquentes (maladies virales et leishmanioses). En plus de cette structure saisonnière et des fêtes d'origine hindouistes, les saisons sont marquées par le calendrier religieux musulman. Plusieurs raisons justifient donc la présence de saisonnalité dans les comportements et préférences des ménages ruraux du Pakistan.

Les populations totales des 46 villages au début de l'enquête varient entre 200 et 8000 habitants par village avec une moyenne de 1818 et une médiane de 1108. La densité moyenne de la population de ces villages est élevée avec 1.12 habitants par acre (1 acre = 4046.86 m².) i.e. 276 hab. par km² qui est au dessus de la moyenne pakistanaise qui est de 163 hab. par km² (Banque Mondiale, 1997).

Enfin, en ce qui concerne la structure agraire, 61% des ménages de l'échantillon sont propriétaires d'une parcelle de terre. La surface moyenne possédée est de 3.8 hectares mais moins de la moitié de ces terres sont irriguées. Les contrats sur la terre sont nombreux. Le métayage est beaucoup plus employé que le fermage avec 34.2% des ménages louant une parcelle de terre en métayage contre 7.3% louant en fermage. Parmi les ménages propriétaires, 6.1% d'entre eux louent tout ou partie de leur terre en fermage et 36.9% d'entre eux louent tout ou partie de leurs terres en métayage. Les contrats de métayage sont donc prépondérants et importants dans la structure agraire du pays.

Or, les propriétés de partage de risque des contrats de métayage sont souvent invoquées. En effet, la production étant partagée entre le propriétaire et le métayer, ceux ci s'assurent mutuellement. Il est donc probable que ces contrats agricoles jouent un rôle non négligeable dans l'allocation du risque. Dans le cas où les marchés sont incomplets, cette institution peut permettre d'augmenter le portefeuille d'assurance des ménages ce qui peut être testé en évaluant le degré de partage de risque obtenu par les ménages qui participent à ces contrats. Si l'hypothèse de marchés complets est rejetée, il est donc intéressant de tester si le métayage favorise le partage des risques ou non.

3.2. Tests empiriques d'assurance complète

Tout d'abord, comme dans Townsend (1994), le graphique 3 montre les coefficients estimés ménage par ménage de la régression de la consommation du ménage sur la consommation moyenne du village et le revenu individuel (avant transfert ou après transfert). L'hypothèse que ce coefficient est égal à un est acceptée pour 75% des ménages (avec la consommation alimentaire et respectivement 74% et 72% avec les consommations totale et consommation en biens durables et non durables) mais le pouvoir de ce test est relativement faible car on rejeterait aussi très peu souvent l'hypothèse que ce coefficient vaut par exemple 0.5. De plus, on rejette encore moins souvent le fait que le coefficient du choc de revenu individuel est nul (seulement 7% des ménages dans le cas de la consommation alimentaire et, 5.9% et 7% pour la consommation en biens non durables et la consommation totale). Etant donnés les écarts types et la méthode de test, nous avons une probabilité élevée d'accepter une hypothèse fausse. La méthode que nous élaborons permet de fournir des tests beaucoup plus puissants de l'assurance complète intra ou inter village sans pour autant être obligés de faire des hypothèses fortes d'homogénéité des préférences. De plus, l'estimation de ces coefficients théoriquement égaux au rapport entre la tolérance individuelle vis à vis du risque et la moyenne du village de cette tolérance montrent apparemment qu'ils ne sont pas tous égaux entre eux i.e. que les préférences ne sont pas homogènes.

Les tests empiriques consistent donc à estimer les équations (9) et (10) par la méthode des moindres carrés en deux étapes avec variables instrumentales décrite dans la section 2.2. Dans cette étude empirique, nous testons successivement trois hypothèses : l'hypothèse d'assurance complète pour l'échantillon total des ménages provenant de 46 villages de 3 provinces du Pakistan, l'hypothèse d'assurance complète intra-province, et l'hypothèse d'assurance complète intra-village. Comme nous l'avons vu dans la section précédente, sous l'hypothèse nulle, les variables permettant d'instrumenter $-z_{it+1}\Delta \ln \widetilde{c_{it+1}} - \ln \widetilde{c_{it}}\Delta z_{it+1}$ sont $\Delta z_{it+1} \ln c_{it-1}$ et $z_{it}\Delta \widetilde{z_{it}-z_{it+1}} (1-L^2) \widetilde{z_{it+1}}$ notées [1] auxquelles

Coefficients des régressions ménage par ménage
de la log-consommation sur la moyenne du village et le revenu
(ménages rangés par ordre croissant du coefficient)

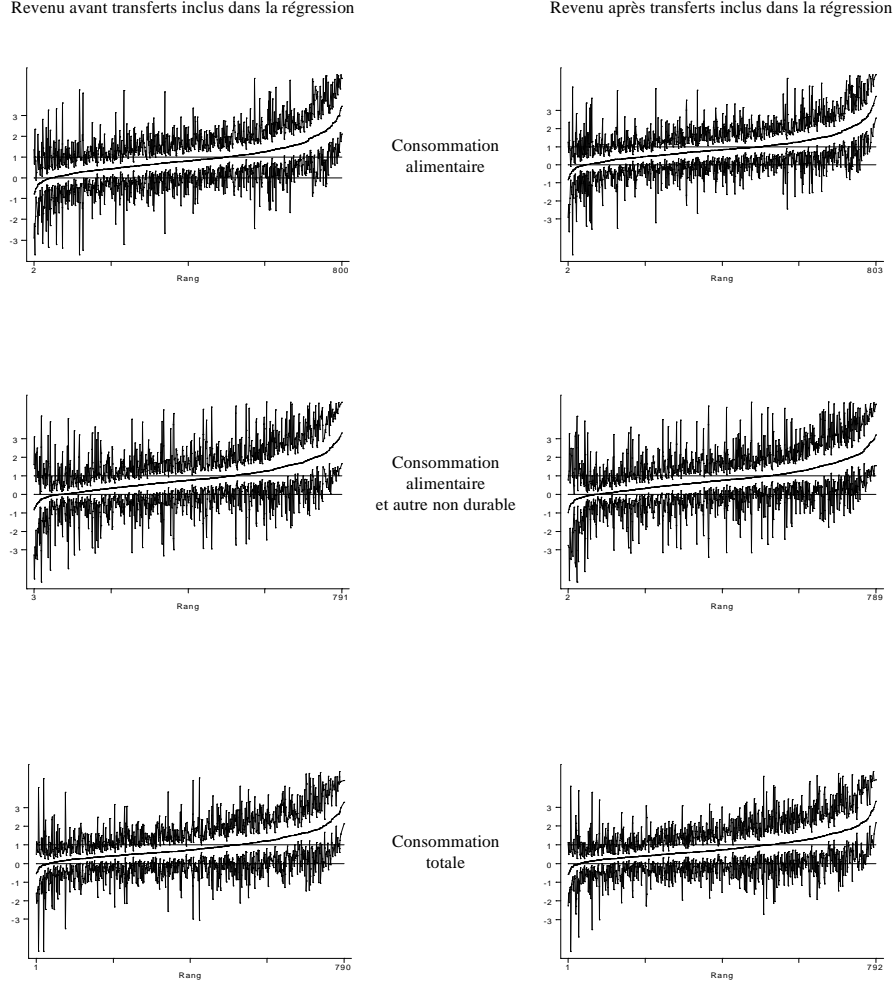


FIG. 3: Coefficients estimés ménage par ménage

on peut rajouter les instruments $\Delta z_{it+1} (z_{it+1} + z_{it} - z_{it-1}) \ln c_{it-1}$ et $z_{it+1}^2 (1 - L^2) \widetilde{z_{it+1}} - z_{it}^2 \Delta \widetilde{z_{it}}$ constituant alors l'ensemble not [2].

Les régressions instrumentales en annexe 5.2.2 concernent le cas du test d'assurance complète intra-village avec ou sans inclusion du choc de revenu. Elles montrent que les variables instrumentées sont correctement identifiées car les variables instrumentales sont suffisamment corrélées avec les variables endogènes. Ainsi, les tests de restrictions suridentifiantes fournis par la statistique de Sargan permettent de tester l'hypothèse nulle d'assurance complète puisque ces instruments sont théoriquement valides sous l'hypothèse nulle. Ce test non directionnel de l'hypothèse nulle est effectué tout d'abord avec l'hypothèse de séparabilité entre consommation et loisir dans la fonction d'utilité puis avec l'hypothèse de non séparabilité et la spécification (11) étudiée précédemment permettant de tenir compte de l'offre de travail dans les régressions. Lorsque l'offre de travail est

introduite dans les régressions, les variables retardées de deux périodes pour l'offre de travail masculine et féminine sont introduites parmi les instruments : l_{it-1}^m, l_{it-1}^f . En ce qui concerne les variables de choc idiosyncratique, nous utilisons les revenus du ménage. Afin de tenir compte des erreurs de mesure dans les revenus, nous utilisons les revenus de rentes comme instrument du revenu agricole. Les erreurs de mesure peuvent diminuer fortement le pouvoir du test. En instrumentant le revenu agricole par les revenus de rentes, on obtient une meilleure mesure du choc de production subi par le ménage. Cet instrument s'avère en effet très informatif car suffisamment corrélé avec le revenu agricole (voir régression instrumentale du tableau 2 dans l'annexe 5.2.2), ce qui permet d'identifier le paramètre δ du revenu agricole avec plus de précision car les estimations sans instrumentation sont biaisées et très imprécises. Lorsque le revenu n'est pas instrumenté, le paramètre estimé $\hat{\delta}$ est plus proche de zéro et son écart type est deux à quatre fois plus grand.

Pour les variables exogènes caractéristiques du ménage z_{it+1} et $\widetilde{z_{it+1}}$, nous avons choisi des caractéristiques démographiques et patrimoniales (terre possédée). Les estimations présentées montrent le cas où ces variables sont la taille du ménage, le nombre d'enfants dans le ménage et la surface de terre irriguée possédée par équivalent adulte¹³ du ménage. Cette spécification résulte d'une recherche préliminaire ayant montrée que les autres caractéristiques démographiques ou celles sur la composition des terres possédées n'apportent pas d'information supplémentaire dans les régressions et ne font qu'augmenter inutilement le nombre de paramètres à estimer.

Assurance complète

Le tableau 4 présente les résultats des estimations testant l'hypothèse de marchés complets dans les trois provinces du Pakistan étudiées (le Punjab, le Sind et la Province de la Frontière Nord Ouest). Les tests de restrictions sur-identifiantes sont largement rejetés par la statistique de Sargan¹⁴, rejetant ainsi l'hypothèse d'assurance complète entre les ménages au Pakistan. Ce résultat n'est pas très surprenant, mais il montre que le pouvoir du test de restrictions suridentifiantes mis en oeuvre est suffisamment grand pour permettre de rejeter l'hypothèse de marchés complets au Pakistan. On sait aussi que lorsqu'on augmente le nombre d'instruments, on se rapproche de plus en plus du problème des instruments faibles conduisant à la limite à des tests de niveau nul sans aucune puissance permettant d'accepter plus facilement toute hypothèse (Bound, Jaeger et Baker,

¹³Nous utilisons la définition de Townsend (1994) pour les échelles d'équivalence mais les résultats ne changent que très peu lorsqu'on utilise d'autres échelles d'équivalence ou simplement le nombre de personnes dans le ménage. Nous avons gardé la mesure utilisée par Townsend (1994) car dans notre cas elle fournit des résultats un peu plus précis.

¹⁴Le signe * signifie que le test est rejeté au seuil critique de 5%. Les seuils critiques à 5% des χ^2 à # degrés de liberté sont :

#	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	21
$\chi_{0.5}^2$	3.84	5.99	7.81	9.49	11.07	12.59	14.07	15.51	16.92	18.31	19.67	21.03	32.67

TAB. 4: Résultats des tests d'assurance complète intra et inter villages

Variables explicatives	Variable dépendante : $\Delta \ln c_{it+1}$							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\theta : z_{it+1}$								
Nombre d'enfants	0.083 (2.86)	0.077 (2.63)	0.067 (2.22)	0.062 (2.03)	0.090 (3.69)	0.084 (3.48)	0.078 (3.13)	0.075 (2.98)
Taille du ménage	-0.060 (3.56)	-0.060 (3.36)	-0.052 (2.97)	-0.052 (2.81)	-0.073 (5.16)	-0.075 (5.36)	-0.068 (4.68)	-0.070 (4.87)
Terre possédée irrig./eq. ad.	-0.017 (1.04)	-0.020 (1.26)	-0.015 (0.93)	-0.018 (1.10)	-0.029 (2.34)	-0.028 (2.41)	-0.032 (2.53)	-0.030 (2.54)
Indicatrices saisonnières								
1 : Hiver	-0.073 (3.19)	-0.088 (2.92)	-0.070 (2.98)	-0.082 (2.67)	-0.078 (3.89)	-0.091 (4.06)	-0.075 (3.71)	-0.087 (3.84)
2 : Récolte Rabi	-0.133 (5.06)	-0.130 (4.57)	-0.136 (5.02)	-0.132 (4.49)	-0.125 (5.44)	-0.123 (5.35)	-0.127 (5.43)	-0.125 (5.32)
3 : Mousson	-0.114 (4.38)	-0.127 (3.78)	-0.102 (3.79)	-0.113 (3.23)	-0.110 (4.84)	-0.120 (4.74)	-0.100 (4.30)	-0.110 (4.22)
4 : (référence) : récolte Kharif								
$\alpha : z_{it+1}$								
Nombre d'enfants	0.455 (2.87)	0.415 (2.60)	0.367 (2.22)	0.336 (2.01)	0.491 (3.67)	0.456 (3.42)	0.426 (3.10)	0.401 (2.92)
Taille du ménage	-0.297 (3.15)	-0.296 (2.91)	-0.253 (2.58)	-0.252 (2.39)	-0.374 (4.71)	-0.383 (4.87)	-0.344 (4.23)	-0.355 (4.38)
Terre possédée irrig./eq. ad.	-0.069 (0.94)	-0.078 (1.09)	-0.064 (0.84)	-0.070 (0.95)	-0.128 (2.24)	-0.122 (2.25)	-0.140 (2.45)	-0.132 (2.39)
Indicatrices saisonnières								
1 : Hiver	-0.352 (2.91)	-0.464 (2.70)	-0.338 (2.73)	-0.433 (2.47)	-0.382 (3.61)	-0.476 (3.84)	-0.371 (3.45)	-0.458 (3.63)
2 : Récolte Rabi	-0.645 (4.66)	-0.638 (4.07)	-0.653 (4.60)	-0.639 (3.98)	-0.609 (5.03)	-0.611 (4.92)	-0.614 (5.00)	-0.616 (4.87)
3 : Mousson	-0.545 (3.86)	-0.652 (3.30)	-0.476 (3.25)	-0.571 (2.77)	-0.535 (4.33)	-0.625 (4.32)	-0.479 (3.78)	-0.567 (3.79)
4 : (référence) : récolte Kharif								
γ								
l_{it+1}^f : travail féminin		-0.109 (0.72)		-0.092 (0.60)		-0.104 (1.25)		-0.099 (1.17)
l_{it+1}^m : travail masculin		-0.105 (1.52)		-0.102 (1.46)		-0.060 (1.45)		-0.053 (1.26)
$\delta : \omega_{it+1}$								
Revenu agricole			$5.98 \cdot 10^{-5}$ (3.03)	$5.52 \cdot 10^{-5}$ (2.82)		$4.73 \cdot 10^{-5}$ (2.91)		$4.44 \cdot 10^{-5}$ (2.86)
Instruments	[1]	[1]	[1]	[1]	[2]	[2]	[2]	[2]
Inst. offre de travail l_{it-1}^m, l_{it-1}^f	*	*	*	*	*	*	*	*
Degrés de libertés : #	12	12	12	12	21	21	21	21
Statistique de Sargan : $\chi_2(\#)$	29.4*	39.4*	22.3*	31.1*	54.7*	70.4*	47.3*	60.9*
Observations	7740	7731	7740	7731	7740	7731	7740	7731

1995, Staiger et Stock, 1997). Nous cherchons à éviter ce problème et préférons donc limiter le nombre des instruments et ne garder que les instruments dont le niveau de significativité dans les régressions instrumentales est suffisamment élevé. Le choix du niveau minimum d'admissibilité pour les instruments est arbitraire, mais nos résultats avec les ensembles d'instruments [1] et [2] sont relativement robustes par rapport à ce niveau minimum. D'après les résultats du tableau 4, l'assurance complète semble aussi rejetée par les tests directionnels de l'hypothèse que les chocs idiosyncratiques de revenu influencent la variation de l'utilité marginale de la consommation du ménage. Cependant, il faut être prudent avec ce test car il n'est pas rigoureusement valable puisque la validité des instruments a justement été rejetée par le test de restrictions suridentifiantes.

Assurance complète intra province

Les estimations du tableau 5 testent l'hypothèse de marchés complets à l'intérieur de chacune

TAB. 5: Résultats des tests d'assurance complète intra-provinces

Variables explicatives	Variable dépendante : $\Delta \ln c_{it+1}$							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\theta : z_{it+1}$								
Nombre d'enfants	0.075 (2.80)	0.087 (2.78)	0.060 (2.18)	0.075 (2.31)	0.078 (3.28)	0.088 (3.11)	0.067 (2.74)	0.079 (2.72)
Taille du ménage	-0.062 (4.02)	-0.069 (3.84)	-0.055 (3.45)	-0.063 (3.38)	-0.069 (4.99)	-0.071 (4.41)	-0.064 (4.51)	-0.067 (4.07)
Terre possédée irrig./eq. ad.	-0.022 (1.50)	-0.022 (1.33)	-0.021 (1.39)	-0.020 (1.18)	-0.031 (2.56)	-0.025 (1.86)	-0.033 (2.75)	-0.028 (2.02)
Indicatrices saisonnières								
1 : Hiver	-0.078 (3.04)	-0.093 (3.16)	-0.071 (2.69)	-0.085 (2.78)	-0.083 (3.54)	-0.094 (3.49)	-0.077 (3.23)	-0.087 (3.18)
2 : Récolte Rabi	-0.093 (2.57)	-0.094 (2.12)	-0.092 (2.48)	-0.088 (1.94)	-0.100 (2.98)	-0.099 (2.46)	-0.100 (2.95)	-0.095 (2.35)
3 : Mousson	-0.120 (3.44)	-0.111 (2.65)	-0.111 (3.10)	-0.100 (2.33)	-0.116 (3.61)	-0.115 (3.06)	-0.109 (3.33)	-0.106 (2.78)
4 : (référence) : récolte Kharif								
$\alpha : z_{it+1}$								
Nombre d'enfants	0.399 (2.72)	0.463 (2.70)	0.319 (2.10)	0.398 (2.24)	0.417 (3.18)	0.471 (3.01)	0.354 (2.63)	0.419 (2.63)
Taille du ménage	-0.307 (3.57)	-0.348 (3.39)	-0.271 (3.02)	-0.315 (2.97)	-0.348 (4.50)	-0.359 (3.93)	-0.320 (4.04)	-0.336 (3.61)
Terre possédée irrig./eq. ad.	-0.102 (1.52)	-0.096 (1.27)	-0.097 (1.43)	-0.089 (1.15)	-0.141 (2.59)	-0.113 (1.80)	-0.153 (2.78)	-0.124 (1.98)
Indicatrices saisonnières								
1 : Hiver	-0.398 (2.97)	-0.542 (3.34)	-0.360 (2.61)	-0.493 (2.94)	-0.428 (3.46)	-0.533 (3.67)	-0.396 (3.15)	-0.494 (3.34)
2 : Récolte Rabi	-0.479 (2.50)	-0.511 (2.16)	-0.465 (2.37)	-0.470 (1.93)	-0.516 (2.91)	-0.532 (2.48)	-0.508 (2.84)	-0.506 (2.33)
3 : Mousson	-0.604 (3.17)	-0.603 (2.55)	-0.544 (2.78)	-0.527 (2.16)	-0.586 (3.35)	-0.617 (2.93)	-0.539 (3.03)	-0.556 (2.59)
4 : (référence) : récolte Kharif								
γ								
l_{it+1}^f : travail féminin		-0.415 (2.86)		-0.409 (2.77)		-0.326 (3.28)		-0.319 (3.17)
l_{it+1}^m : travail masculin		0.098 (1.07)		0.115 (1.22)		0.072 (0.99)		0.085 (1.15)
$\delta : \omega_{it+1}$								
Revenu agricole			$5.35 \cdot 10^{-5}$ (2.89)	$5.04 \cdot 10^{-5}$ (2.39)		$4.52 \cdot 10^{-5}$ (2.80)	$4.41 \cdot 10^{-5}$ (2.40)	
Instruments	[1]	[1]	[1]	[1]	[2]	[2]	[2]	[2]
Inst. offre de travail l_{it-1}^m, l_{it-1}^f	*	*	*	*	*	*	*	*
Degrés de liberté : #	12	12	12	12	21	21	21	21
Statistique de Sargan : $\chi_2(\#)$	43.0*	27.8*	36.1*	22.3*	62.0*	39.5*	55.1*	34.6*
Observations	7740	7731	7740	7731	7740	7731	7740	7731

des trois provinces Pakistanaïses étudiées (le Punjab, le Sind et la Province de la Frontière Nord Ouest). Les tests de restrictions sur-identifiantes donnés par la statistique de Sargan, rejettent l'hypothèse d'assurance complète intra-province avec ou sans offre de travail dans la spécification choisie. Puisque l'assurance complète intra-province est rejetée, nous testons alors l'hypothèse d'assurance complète intra-village seulement. Il se peut que les ménages parviennent en effet à s'assurer contre les risques par un système de prêts, de solidarité, de crédit à l'intérieur du village mais pas entre les villages à cause, par exemple, de problèmes d'information limitant les marchés d'assurance entre villages. L'hypothèse d'assurance complète intra-village est celle qui est le plus souvent testée dans les économies rurales (Townsend, 1994) car elle semble plus plausible que l'hypothèse de marchés complets dans des économies plus vastes (province ou pays).

Assurance complète intra village

Les paramètres $\hat{\alpha}$ correspondant aux indicatrices saisonnières ne peuvent être identifiés dans ce cas car il sont absorbés par les effets fixes village-temps non reportés dans le tableau 6. Dans les résultats présentés, nous n'avons pas exigé le niveau de significativité le plus élevé possible en ce qui concerne l'admissibilité des instruments ; lorsqu'on augmente ce niveau arbitraire, on perd quelques instruments mais les résultats restent identiques en ce qui concerne l'inférence (i.e. les signes et la significativité des coefficients) et les coefficients ne sont pas significativement différents tant que le niveau minimum pour les statistiques de Student requis pour conserver un instrument est inférieur à 2.2. Lorsqu'on exige des statistiques de Student supérieures à 2.2, les coefficients, estimés par la méthode des variables instrumentales, sont alors de plus en plus différents de ceux obtenus précédemment bien que la différence ne soit en général pas significative au seuil de 5%. Cela illustre bien le problème du biais dans l'estimation par variables instrumentales introduit par les instruments faibles. Toutefois, lorsqu'on continue à sélectionner les meilleurs instruments en augmentant le niveau minimum de significativité de la corrélation des instruments avec les variables endogènes, on finit par diminuer de façon drastique le nombre de degrés de libertés et le modèle devient sous-identifié. La sélection des instruments est donc primordiale et nécessite une attention particulière aux statistiques de Fisher et aux corrélations estimées dans les régressions instrumentales (les régressions instrumentales de la colonne (5) du tableau 6 sont reportées en 5.2.2).

Les colonnes (1) et (5) du tableau 6 montrent l'estimation du modèle sous l'hypothèse nulle et le test de restrictions sur-identifiantes (statistique de Sargan) qui ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'assurance complète intra-village. On note cependant que les paramètres sont estimés de façon beaucoup moins précise dans ce dernier cas lorsque seuls les instruments [1] sont utilisés. Dans le cas de non séparabilité entre consommation et loisir (colonnes (2) et (6) du tableau 6), le test des restrictions sur-identifiantes n'est toujours pas rejeté. Au contraire, les tests directionnels permettent de rejeter l'assurance complète car les chocs de revenu agricole (instrumenté par le revenu des rentes) ont un impact significatif positif sur la variation de consommation du ménage.

Préférences

Enfin, les paramètres estimés montrent que l'aversion au risque des ménages augmente avec le nombre d'enfants dans le ménage, diminue avec la taille du ménage et la quantité de terre irriguée possédée par équivalent adulte. Ces faits empiriques peuvent être interprétés par le fait que plus le ménage est grand, plus la solidarité intra-familiale permet au ménage de s'assurer contre les risques, de diversifier son activité. Cependant, il faut rester prudent quant à cette interprétation

TAB. 6: Résultats des tests d'assurance complète intra-villages

Variables explicatives	Variable dépendante : $\Delta \ln c_{it+1}$							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\theta : z_{it+1}$								
Nombre d'enfants	0.054 (1.44)	0.060 (1.50)	0.042 (1.17)	0.057 (1.48)	0.060 (2.05)	0.072 (2.20)	0.052 (1.86)	0.065 (2.11)
Taille du ménage	-0.018 (0.76)	-0.022 (0.83)	-0.019 (0.86)	-0.031 (1.26)	-0.038 (2.19)	-0.042 (2.25)	-0.038 (2.30)	-0.044 (2.43)
Terre possédée irrig./eq. ad.	-0.012 (0.56)	-0.012 (0.58)	-0.013 (0.70)	-0.012 (0.63)	-0.027 (1.88)	-0.024 (1.53)	-0.031 (2.21)	-0.027 (1.86)
Indicatrices saisonnières								
1 : Hiver	-0.104 (1.56)	-0.109 (1.57)	-0.115 (1.86)	-0.133 (2.03)	-0.133 (2.54)	-0.141 (2.47)	-0.141 (2.83)	-0.151 (2.80)
2 : Récolte Rabi	-0.029 (0.33)	-0.028 (0.31)	-0.061 (0.75)	-0.058 (0.70)	-0.076 (1.08)	-0.067 (0.89)	-0.098 (1.51)	-0.091 (1.31)
3 : Mousson	-0.159 (2.20)	-0.149 (1.58)	-0.165 (2.44)	-0.125 (1.39)	-0.169 (2.94)	-0.142 (2.22)	-0.175 (3.20)	-0.152 (2.51)
4 : (référence) : récolte Kharif								
$\alpha : z_{it+1}$								
Nombre d'enfants	0.295 (1.42)	0.326 (1.48)	0.222 (1.13)	0.308 (1.45)	0.321 (2.00)	0.387 (2.15)	0.278 (1.80)	0.351 (2.05)
Taille du ménage	-0.052 (0.39)	-0.079 (0.52)	-0.060 (0.49)	-0.133 (0.94)	-0.172 (1.76)	-0.196 (1.82)	-0.174 (1.86)	-0.204 (2.00)
Terre possédée irrig./eq. ad.	-0.054 (0.58)	-0.055 (0.59)	-0.064 (0.74)	-0.059 (0.67)	-0.127 (1.92)	-0.110 (1.54)	-0.143 (2.27)	-0.128 (1.89)
γ								
l_{it+1}^f : travail féminin		-0.072 (0.15)		-0.306 (0.70)		-0.231 (1.52)		-0.209 (1.44)
l_{it+1}^m : travail masculin		0.047 (0.30)		0.141 (0.91)		0.073 (0.68)		0.085 (0.82)
$\delta : \omega_{it+1}$								
Revenu agricole			$6.47 \cdot 10^{-5}$ (2.54)	$6.61 \cdot 10^{-5}$ (2.42)		$4.44 \cdot 10^{-5}$ (2.27)	$4.50 \cdot 10^{-5}$ (2.11)	
Instruments	[1]	[1]	[1]	[1]	[2]	[2]	[2]	[2]
Inst. offre de travail l_{it-1}^m, l_{it-1}^f		*		*		*		*
Degrés de libertés : #	3	3	3	3	12	12	12	12
Statistique de Sargan : $\chi_2(\#)$	0.225	0.157	1.505	0.864	12.89	8.57	14.90	10.81
Observations	7740	7731	7740	7731	7740	7731	7740	7731

car un modèle de ménage collectif serait plus adapté que le modèle unitaire utilisé ici pour expliquer qu'un ménage de plus grande taille peut partager les risques plus efficacement. De même, plus le ménage comporte d'enfants, plus il est averse au risque, ce qui peut s'interpréter par le fait que le bien-être des enfants est plus sensible aux fluctuations de consommation, par exemple pour des raisons physiologiques ou médicales. Enfin, les ménages possédant plus de terre (par équivalent adulte) sont moins averses au risque. Ce fait reflète l'argument habituel d'effet richesse impliquant en général que l'aversion au risque des ménages décroît en fonction de leur patrimoine. Le fait que l'aversion au risque des ménages dépende de leurs caractéristiques signifierait en lui même que les marchés sont incomplets sauf si on interprète cela comme de l'hétérogénéité individuelle corrélée telle que les individus les plus averses au risque ont plus d'enfants, que les moins averses au risque se constituent en ménages de taille plus grande et que les moins averses au risque sont les plus riches (en terme de possession de terre). Nous atteignons là une des limites du modèle économique et économétrique de ménages unitaires dans l'analyse du partage des risques.

De même, les paramètres estimés pour les indicatrices saisonnières montrent que les ménages sont

plus averses au risque durant la période de la récolte Kharif i.e. après la mousson. Cette période correspond au quatrième trimestre de l'année, au moment de la récolte la plus importante et la plus risquée (Kharif) de l'année. Cette saison correspond aussi à une période où de nombreuses fêtes traditionnelles ont lieu. Plusieurs raisons peuvent donc expliquer pourquoi cette période cruciale de l'année influence les préférences des ménages en les rendant plus averses aux risques¹⁵.

L'estimation des paramètres $\hat{\alpha}$ paramétrant les préférences des ménages à aversion relative au risque constante, montre que l'utilité marginale de la consommation des ménages augmente avec le nombre d'enfants, diminue avec la taille du ménage et sa richesse en terme de terre irriguée possédée par équivalent adulte. Ces paramètres peuvent être interprétés en terme d'hétérogénéité des préférences temporelles.

Dans le cas de non séparabilité entre consommation et loisir considéré, les paramètres de l'offre de travail sont estimés de façon peu précise. Les résultats sur les autres variables d'intérêt ne sont que peu modifiés, il semble que, pour l'instant, nous puissions accepter la séparabilité entre consommation et loisir pour ces ménages ruraux du Pakistan conditionnellement à la spécification choisie tenant compte de l'hétérogénéité des préférences¹⁶.

3.3. Assurance et contrats de métayage

L'hypothèse de marchés complets étant rejetée, nous nous intéressons aux alternatives expliquant comment les ménages parviennent à lisser intertemporellement leur consommation dans un environnement de marchés incomplets.

Les propriétés de partage de risque des contrats de métayage sont souvent invoquées (Stiglitz, 1974). Pour ces ménages ruraux du Pakistan, les contrats de métayage sont fréquents. Plus de 35% des ménages interrogés louent une parcelle en métayage. Il semble donc intéressant de pouvoir tester si les ménages participant à des contrats de métayage parviennent à mieux s'assurer contre les risques que les autres. Nous voulons tester le fait que le partage des risques procuré par un contrat de métayage permet de compléter un peu plus les marchés d'assurance parce qu'il n'existe pas d'autre institution permettant d'obtenir le même portefeuille d'assurance que celui engendré par un contrat de métayage. Jalan et Ravallion (1999) ont montré que les ménages les plus riches s'assurent mieux contre les risques que les plus pauvres. Townsend (1994) montre que les ménages sans terre sont bien moins assurés que ceux qui sont propriétaires. De plus, les propriétés de partage de risque des

¹⁵Pour les autres périodes, il semble que pendant la mousson et l'hiver, les ménages soient un peu plus averses au risque que durant la période de récolte Rabi, mais les coefficients estimés ne sont pas significativement différents.

¹⁶Mais ce résultat pourrait être simplement dû à un manque de précision dans les estimations par exemple à cause d'erreurs de mesure sur l'offre de travail.

contrats de métayage n'ont jamais été testées empiriquement, ni dans la littérature sur l'économie des contrats, ni dans la littérature sur les tests d'assurance. L'assurance complète est globalement rejetée mais on peut se demander si elle l'est de la même manière pour les métayers que pour les autres ménages. Les résultats du tableau 7 montrent en effet que les métayers sont mieux assurés contre les chocs de revenu car le coefficient n'est pas significativement différent de zéro¹⁷.

Puis, nous réalisons les mêmes tests mais sans contraindre les autres coefficients du modèle à être les mêmes pour les métayers et non métayers. Au lieu de décomposer l'effet du choc de revenu pour les deux groupes avec une indicatrice de métayage, nous estimons le modèle sur les deux groupes séparément (Tableau 8). Chaque spécification (avec ou sans offre de travail, avec ou sans choc de revenu) est estimée d'abord avec l'ensemble d'instrument [2] puis avec les instruments les plus significatifs de cet ensemble. Cela permet de se prévenir contre le problème des instruments faibles car les échantillons pour chaque groupe sont maintenant de taille plus petite. Les estimations montrent que les résultats sont cohérents entre les deux ensembles d'instruments. On observe que les tests non directionnels ne rejettent pas l'assurance complète pour le groupe des non métayers mais que les tests directionnels effectués avec le revenu agricole la rejettent que ce soit dans le cas avec séparabilité entre consommation et loisir ou dans le cas de non séparabilité.

Pour ce qui est du groupe de métayers, l'assurance complète n'est pas rejetée, ni par le test non directionnel, ni par le test directionnel avec le revenu agricole. Pour ce groupe de métayers, on remarque que la non séparabilité entre consommation et loisir n'est plus acceptée (voir colonne (7) du tableau 8) bien que les résultats ne soient pas très robustes au nombre d'instruments (colonne (8) du tableau 8). Dans le tableau 8, nous ne montrons que la spécification avec offre de travail et test du choc de revenu afin de ne pas surcharger cet article de tableaux mais les résultats sont similaires pour les autres spécifications et ne modifient pas l'interprétation des résultats¹⁸.

Il semble donc que le métayage soit une institution permettant de compléter les marchés à l'intérieur du village. Par ce contrat formel, les ménages parviennent à réduire suffisamment le risque agricole pour s'assurer complètement contre les chocs idiosyncratiques de revenu agricole. Les tests non directionnels permettent aussi de dire que l'assurance complète (contre d'autres risques) est acceptée mais il conviendrait de tester d'autres directions alternatives afin d'avoir un test plus puissant d'assurance contre les nombreux autres chocs idiosyncratiques subis par les ménages. Cependant, il est très intéressant d'observer que ces faits suggèrent que les ménages en métayage

¹⁷I métayer est une variable indicatrice qui vaut un si le ménage loue une parcelle de terre en métayage et 0 sinon.

¹⁸Dans le tableau 8, l'ensemble d'instruments utilisé est [2] avec les offres de travail retardées de deux périodes pour les colonnes à numéro impair. Pour les colonnes à numéro pair, nous avons réduit l'ensemble des instruments en ne gardant que ceux qui sont les plus significatifs afin de tester la robustesse des résultats à l'instrumentation.

TAB. 7: Tests d'assurance complète intra-village pour les métayers et non métayers

Variables explicatives	Variable dépendante : $\Delta \ln c_{it+1}$							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\theta : z_{it+1}$								
Nombre d'enfants	0.054 (1.44)	0.060 (1.50)	0.024 (0.61)	0.033 (0.55)	0.060 (2.05)	0.072 (2.20)	0.035 (1.10)	0.048 (1.41)
Taille du ménage	-0.018 (0.76)	-0.022 (0.83)	-0.016 (0.72)	-0.021 (0.64)	-0.038 (2.19)	-0.042 (2.25)	-0.029 (1.54)	-0.035 (1.80)
Terre possédée irrig./eq. ad.	-0.012 (0.56)	-0.012 (0.58)	-0.017 (0.88)	-0.016 (0.80)	-0.027 (1.88)	-0.024 (1.53)	-0.028 (1.89)	-0.028 (1.84)
Indicatrices saisonnières								
1 : Hiver	-0.104 (1.56)	-0.109 (1.57)	-0.083 (1.19)	-0.096 (0.99)	-0.133 (2.54)	-0.141 (2.47)	-0.104 (1.83)	-0.121 (2.03)
2 : Récolte Rabi	-0.029 (0.33)	-0.028 (0.31)	-0.058 (0.72)	-0.054 (0.67)	-0.076 (1.08)	-0.067 (0.89)	-0.080 (1.12)	-0.077 (1.08)
3 : Mousson	-0.159 (2.20)	-0.149 (1.58)	-0.152 (2.23)	-0.156 (1.47)	-0.169 (2.94)	-0.142 (2.22)	-0.163 (2.73)	-0.159 (2.57)
4 : (référence) : récolte Kharif								
$\alpha : z_{it+1}$								
Nombre d'enfants	0.295 (1.42)	0.326 (1.48)	0.116 (0.52)	0.170 (0.50)	0.321 (2.00)	0.387 (2.15)	0.173 (0.98)	0.249 (1.31)
Taille du ménage	-0.052 (0.39)	-0.079 (0.52)	-0.043 (0.35)	-0.075 (0.42)	-0.172 (1.76)	-0.196 (1.82)	-0.119 (1.13)	-0.156 (1.41)
Terre possédée irrig./eq. ad.	-0.054 (0.58)	-0.055 (0.59)	-0.078 (0.89)	-0.079 (0.84)	-0.127 (1.92)	-0.110 (1.54)	-0.131 (1.90)	-0.128 (1.86)
γ								
l_{it+1}^f : travail féminin		-0.072 (0.15)		0.008 (0.01)		-0.231 (1.52)		-0.076 (0.42)
l_{it+1}^m : travail masculin		0.047 (0.30)		0.090 (0.50)		0.073 (0.68)		0.083 (0.78)
$\delta : \omega_{it+1}$								
Revenu agricole* (1-I métayer)			$6.27 \cdot 10^{-5}$ (2.49)	$6.63 \cdot 10^{-5}$ (2.52)		$5.23 \cdot 10^{-5}$ (2.44)		$5.32 \cdot 10^{-5}$ (2.36)
Revenu agricole* (I métayer)			$-3.16 \cdot 10^{-4}$ (0.79)	$-2.8 \cdot 10^{-4}$ (0.41)		$-3.16 \cdot 10^{-4}$ (1.69)		$-2.5 \cdot 10^{-4}$ (1.13)
Instruments	[1]	[1]	[1]	[1]	[2]	[2]	[2]	[2]
Inst. offre de travail l_{it-1}^m, l_{it-1}^f		*		*		*		*
Degrés de liberté : #	3	3	2	2	12	12	11	11
Statistique de Sargan : χ^2 (#)	0.22	0.16	0.64	0.67	12.89	8.57	8.94	8.64
Observations	7740	7731	7740	7731	7740	7731	7740	7731

parviennent à mieux s'assurer contre le risque résiduel (non agricole) subi. En s'assurant un revenu agricole moins variable grâce au métayage, leurs contraintes d'engagement sur les transferts informels complémentaires sont relaxées conduisant à une meilleure assurance. Bien sûr, d'autres types de contrats permettent peut être de remplir le même rôle comme par exemple des contrats de crédit bien que nous n'ayons pas encore d'évidence de même type là dessus. Enfin, le fait que certains ménages ne s'engagent pas dans des contrats de métayage peut provenir simplement de l'hétérogénéité des préférences ou de la difficulté d'accéder à ce type de contrat dans ces régions peuplées où la terre est un facteur de production rare. Ces faits empiriques sous forme réduite ouvrent cependant une voie de recherche en montrant la nécessité d'étudier un modèle structurel tenant compte des choix possibles de ces ménages ruraux qui permettra d'évaluer l'effet des mécanismes de transferts et d'engagement utilisés.

TAB. 8: Tests d'assurance complète intra-village pour les métayers et non métayers

Variable dépendante : Alnc_{it+1}															
Variables explicatives															
Métayers								Non métayers							
$\theta : z_{it+1}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(16)
Nombre d'enfants	0.021 (0.80)	0.032 (0.87)	0.035 (0.44)	0.025 (0.24)	0.022 (0.75)	0.047 (1.26)	0.023 (0.41)	0.087 (0.16)	0.068 (1.94)	0.075 (1.89)	0.095 (2.17)	0.097 (2.02)	0.054 (1.47)	0.080 (1.96)	0.101 (2.14)
Taille du ménage	-0.067 (4.46)	-0.097 (4.48)	-0.109 (2.38)	-0.104 (2.43)	-0.086 (4.48)	-0.090 (4.11)	-0.107 (3.04)	-0.10 (2.89)	-0.053 (2.56)	-0.063 (2.72)	-0.068 (2.63)	-0.073 (2.65)	-0.046 (2.14)	-0.062 (2.52)	-0.074 (2.63)
Terre possédée irrig./eq. ad.	-0.135 (1.92)	-0.163 (2.04)	0.015 (0.07)	-0.076 (0.30)	-0.160 (2.01)	-0.147 (1.87)	-0.014 (0.08)	0.086 (0.05)	-0.024 (1.97)	-0.023 (2.00)	-0.013 (0.86)	-0.016 (1.05)	-0.026 (2.10)	-0.026 (2.10)	-0.017 (1.16)
Indicatrices saisonnières															
1 : Hiver	-0.186 (4.16)	-0.180 (3.60)	-0.478 (2.54)	-0.382 (1.64)	-0.227 (4.14)	-0.189 (3.19)	-0.377 (2.94)	-0.33 (2.59)	-0.177 (1.89)	-0.144 (2.30)	-0.149 (1.89)	-0.138 (2.64)	-0.168 (2.68)	-0.171 (2.68)	-0.157 (2.15)
2 : Récolte Rabi	-0.238 (4.28)	-0.200 (3.29)	-0.242 (1.58)	-0.217 (1.51)	-0.246 (3.92)	-0.226 (3.91)	-0.246 (2.21)	-0.25 (2.44)	-0.128 (1.59)	-0.076 (0.95)	-0.137 (1.34)	-0.099 (1.01)	-0.137 (1.72)	-0.123 (1.54)	-0.140 (1.47)
3 : Monsson	-0.175 (3.49)	-0.079 (1.33)	-0.176 (1.30)	-0.123 (0.95)	-0.119 (1.89)	-0.138 (1.99)	-0.124 (1.12)	-0.14 (1.36)	-0.142 (2.04)	-0.106 (1.52)	-0.056 (0.58)	-0.057 (0.61)	-0.140 (1.98)	-0.138 (1.97)	-0.079 (0.85)
4 : (référence) : récolte Kharif															
$\alpha : z_{it+1}$															
Nombre d'enfants	0.122 (0.85)	0.101 (0.95)	0.310 (0.72)	0.225 (0.44)	0.145 (0.90)	0.265 (1.36)	0.215 (0.69)	0.12 (0.42)	0.365 (1.85)	0.398 (2.30)	0.507 (2.07)	0.519 (1.94)	0.279 (2.64)	0.426 (1.85)	0.539 (2.04)
Taille du ménage	-0.35 (4.20)	-0.517 (4.34)	-0.636 (2.38)	-0.593 (2.40)	-0.456 (4.27)	-0.475 (3.86)	-0.610 (3.00)	-0.55 (2.85)	-0.265 (2.21)	-0.323 (2.41)	-0.344 (2.31)	-0.378 (2.38)	-0.225 (1.79)	-0.309 (2.20)	-0.382 (2.35)
Terre possédée irrig./eq. ad.	-0.724 (2.08)	-0.886 (2.24)	0.034 (0.03)	-0.435 (0.33)	-0.889 (2.23)	-0.804 (2.00)	-0.153 (0.18)	-0.002 (0.03)	-0.112 (2.01)	-0.112 (2.07)	-0.060 (0.80)	-0.073 (1.02)	-0.121 (2.14)	-0.120 (2.15)	-0.081 (1.13)
γ_f															
γ_{it+1}^f : travail féminin			0.301 (0.95)	0.198 (0.33)			0.208 (0.81)	0.358 (0.90)			-0.555 (1.78)	-0.406 (1.09)		-0.452 (1.55)	-0.430 (1.25)
γ_{it+1}^m : travail masculin			0.855 (1.99)	0.601 (1.05)			0.470 (1.97)	0.442 (0.98)			0.143 (1.20)	0.117 (1.02)		0.132 (1.20)	0.137 (1.23)
$\delta : \omega_{it+1}^i$					$1.4 \cdot 10^{-4}$ (1.85)	$5.8 \cdot 10^{-5}$ (0.53)	$1.1 \cdot 10^{-4}$ (0.76)	$1.0 \cdot 10^{-4}$ (0.39)					$4.0 \cdot 10^{-5}$ (2.31)	$4.2 \cdot 10^{-5}$ (2.42)	$4.1 \cdot 10^{-5}$ (2.00)
Inst. offre de travail γ_{it+1}^m			*	*			*	*			*	*	*	*	*
Degrés de liberté : #	12	9	12	9	12	9	12	9	12	7	12	6	12	8	7
Statistique de Sargan : $\chi_2(\#)$	55.1	41.1	3.2	3.1	40.3	25.1	10.1	8.1	16.7	9.7	6.8	5.5	14.6	11.8	6.6
Observations	2520	2520	2519	2519	2520	2520	2519	2519	4814	4814	4806	4807	4814	4814	4807

4. Conclusion et voies de recherches

Dans cet article, nous mettons en oeuvre des tests d'assurance complète pour des ménages ruraux du Pakistan grâce à des données de panel sur la consommation et les revenus. Pour tenir compte de l'hétérogénéité des préférences, nous supposons que l'utilité des ménages de forme isoélastique peut être paramétrée par des fonctions de caractéristiques observables telles que la taille du ménage, le nombre d'enfants dans le ménage et la possession de terre. Sous l'hypothèse de marchés complets, l'utilité marginale des ménages doit être égale au produit d'un facteur spécifique au ménage et d'un facteur temporel. Nous montrons comment estimer les paramètres de préférences des ménages sous l'hypothèse nulle par une méthode de variables instrumentales. Le test de restrictions suridentifiantes des instruments théoriquement valides sous l'hypothèse nulle d'assurance complète fournit alors un test non directionnel de l'hypothèse nulle. Ces tests non directionnels rejettent l'assurance complète inter et intra provinces mais pas intra village. Nous utilisons alors un test directionnel qui permet de rejeter l'assurance complète intra-village. Les tests directionnels consistent à inclure une variable supposée corrélée avec le choc idiosyncratique de ressources subi par le ménage et à tester si son coefficient est nul. Nous mettons en oeuvre ce test tout en estimant les paramètres de préférences des ménages en autorisant de l'hétérogénéité dans leurs aversions au risque. L'hypothèse de marchés complets est globalement rejetée même à l'intérieur d'un village bien que les problèmes d'asymétries d'information et d'engagement, qui en général limitent les possibilités d'assurance informelle, soient moins forts à l'intérieur d'un village. En constatant ce rejet global à l'intérieur des villages, nous analysons alors la possibilité que le métayage, contrat formel fournissant un certain partage du risque de production entre un propriétaire et un métayer, permette de compléter les marchés. Les résultats empiriques montrent qu'en effet, les ménages participant au métayage parviennent à mieux s'assurer contre les risques que les autres car on rejette l'assurance complète pour les ménages n'y participant pas mais pas pour les métayers. Il semble donc que le métayage permette de compléter les marchés auxquels les ménages ont accès à l'intérieur d'un village fournissant ainsi l'assurance complète intra-village. Grâce au métayage, les métayers ne subissent que des chocs agrégés au niveau du village et leur consommation n'est pas affectée par les chocs idiosyncratiques comme pour les autres familles.

Ces résultats montrent que les institutions formelles et informelles permettant de partager les risques sont liées. En effet, les contrats formels de métayage seuls ne peuvent fournir l'assurance complète. Si l'hypothèse d'assurance complète est acceptée, cela signifie que les mécanismes in-

formels de solidarité, de crédit entre familles et l'épargne individuelle permettent d'effectuer les transferts contingents assurant les ménages contre les risques idiosyncratiques. Mais il semble que ces mécanismes ne soient pas suffisants car les ménages qui ne participent pas au métayage ne sont pas parfaitement assurés alors que les métayers le sont. Ce résultat empirique nouveau nous dirige vers plusieurs voies de recherches qu'il semble intéressant de poursuivre et notamment celle concernant le rôle et l'interaction entre contrats formels incomplets et transferts informels comme mécanismes de partage des risques lorsque les marchés sont incomplets.

D'un point de vue théorique, il est nécessaire de développer un modèle définissant le rôle des contrats formels dans les mécanismes informels de partage de risque entre ménages lorsque les marchés sont incomplets, par exemple à cause de contraintes d'engagement (cf. Dubois, 1999). Lorsque l'engagement est limité l'ensemble des allocations Pareto efficaces réalisables par transferts informels est contraint (Thomas et Worrall, 1988, Ligon, Thomas et Worrall, 1997). Un des moyens permettant de s'affranchir de ces contraintes d'engagement est alors d'utiliser des contrats formels, comme par exemple le métayage, pour lequel l'accomplissement du contrat prévu ne fait plus problème étant donné que les parties s'étant engagées à partager les risques *ex ante* (avant réalisation des chocs) ont déjà pris des décisions concrètes sur lesquelles elles ne peuvent revenir. Ainsi, le propriétaire cédant une parcelle en métayage ne peut retirer la production au métayer sans lui payer sa part. De même, le métayer ne cultivant pas sa propre terre, il peut se faire expulser s'il ne donne pas la part de la production revenant au propriétaire. Les contrats formels permettent donc de résoudre les contraintes d'engagement des transferts informels entre ménages mais restent des contrats incomplets ne fournissant pas forcément le partage des risques optimal que les ménages obtiendraient en marchés complets. Les contrats de métayage sont forcément incomplets car ils spécifient un certain partage de la production dépendant donc de la composante de l'état de la nature liée à la production agricole mais pas de la réalisation d'autres aléas comme la maladie de certains membres du ménage, ou des chocs de revenu sur une autre activité du ménage. La modélisation simultanée des contrats formels (incomplets) et informels (limité par la contrainte d'engagement) semble donc une direction de recherche pertinente pouvant expliquer le lissage intertemporel optimal réalisé par les ménages ruraux, par exemple suivant leur accès aux contrats formels de divers types, métayage, fermage, crédit. D'autres voies de recherches intéressantes concernant l'étude de ces mécanismes de partage des risques en marchés incomplets avec asymétries d'information ou engagement limité devront être étudiées à l'avenir.

5. Annexe

5.1. Données

Les données de l'IFPRI concernent 927 ménages (en première période) interrogés à 12 reprises entre 1986 et 1989. Pour obtenir les variables d'intérêt de notre étude, nous avons dû procéder à diverses constructions à partir des différents fichiers disponibles. Tout d'abord, les données démographiques sur les ménages ont été obtenues facilement à partir de fichiers individuels concernant tous les membres de chaque ménage (8009 individus en première période). En agrégeant ces informations par ménage, on obtient des caractéristiques démographiques au niveau des ménages. En ce qui concerne les dépenses de consommation, il convient de détailler les opérations effectuées.

Les consommations alimentaires au niveau de chaque ménage étaient disponibles initialement pour chaque bien de consommation en volume et en valeur ou en volume accompagné du prix du bien concerné. La consommation alimentaire comporte ainsi les dépenses en nourriture pour tous les membres du ménage pour les repas pris à domicile incluant la valeur de l'autoconsommation, les dépenses pour les repas pris à l'extérieur mais pas la valeur des repas correspondant à des invitations ou des salaires en nature car on observe pas leur valeur (ni quantité). Les dépenses non alimentaires de biens non durables correspondent aux dépenses du ménage en chauffage. Les autres dépenses correspondent aux dépenses de voyages, d'éducation, de cinéma (très peu), médicales, d'hygiène, de vêtements ainsi que de tabac, d'électricité et de gaz qui sont manquantes pour plusieurs dates. Nous avons classé toutes ces dépenses parmi les biens durables. Les dépenses de bien durables sont beaucoup plus importantes que les dépenses alimentaires notamment à cause de dépenses de santé observées extrêmement élevées pour lesquelles il est difficile de savoir s'il s'agit d'erreurs ou de véritables dépenses exceptionnelles. Certaines dépenses que l'on pourrait considérer comme non durables ont été classées dans la catégorie durable car elles étaient très mal observées, comme par exemple l'électricité et le gaz qui sont manquantes à certaines dates de l'enquête. Pour tenter de remédier à ces absences d'observation, des imputations sur certaines ont été faites en fonction des moyennes des mêmes dépenses à d'autres dates mais nous avons préféré les exclure des dépenses de consommation non durables utilisées pour les tests économétriques.

En ce qui concerne les revenus, nous avons calculé les revenus agricoles comme les revenus des ventes de toutes les productions agricoles, de produits laitiers, d'aviculture (élevage de volailles), nets des dépenses totales en intrants agricoles comprenant les coûts salariaux, la nourriture des animaux utilisés pour la production, et tous les intrants agricoles comme fertilisants et insecticides.

Enfin, on a ajouté les revenus d'artisanat à ce revenu agricole.

Les revenus salariaux correspondent aux salaires reçus par tous les membres du ménage pour les différents travaux agricoles et non agricoles effectués à l'extérieur de la ferme quand ils en ont une et sous toutes les formes contractuelles possibles (travail à l'heure, à la tâche).

Les revenus de rentes correspondent aux rentes de propriétés foncières, aux pensions fixes régulièrement reçues du gouvernement et à la location de divers actifs de production. Les transferts correspondent aux transferts nets reçus de la famille, des amis et des fonds de solidarité des mosquées locales (*zakat*).

5.2. Variables instrumentales

5.2.1. Méthode

On veut estimer l'équation

$$\Delta \ln c_{it+1} = -\Delta [z_{it+1} \ln c_{it+1}] \theta + \Delta \widetilde{z_{it+1}} \alpha + \Delta \eta_{it+1} - \ln \varepsilon_{it+1} \quad (1)$$

Or les variables explicatives $\Delta [z_{it+1} \ln c_{it+1}]$ de cette équation sont endogènes. Les variables $\Delta \widetilde{z_{it+1}}$ étant considérées comme exogènes. Dans le cas de séparabilité entre consommation et loisir, en ignorant les erreurs de mesure, on peut écrire les espérances :

$$(1 + z_{it+1} \theta) \ln c_{it+1} = (1 + z_{it} \theta) \ln c_{it} + \Delta \widetilde{z_{it+1}} \alpha$$

Donc

$$\ln c_{it+1} = \frac{1 + z_{it} \theta}{1 + z_{it+1} \theta} \ln c_{it} + \frac{\Delta \widetilde{z_{it+1}} \alpha}{1 + z_{it+1} \theta} \text{ et à la date } t \text{ } \ln c_{it} = \frac{1 + z_{it-1} \theta}{1 + z_{it} \theta} \ln c_{it-1} + \frac{\Delta \widetilde{z_{it}} \alpha}{1 + z_{it} \theta} \quad (2)$$

En combinant ces deux expresions, on obtient

$$\ln c_{it+1} = \frac{1 + z_{it-1} \theta}{1 + z_{it+1} \theta} \ln c_{it-1} + \frac{(1-L^2) \widetilde{z_{it+1}} \alpha}{1 + z_{it+1} \theta} \quad (3)$$

où $(1 - L^2)$ est l'opérateur défini par $(1 - L^2) X_{t+1} = X_{t+1} - X_{t-1}$.

Or d'après (1), $-\Delta [z_{it+1} \ln c_{it+1}] \theta = \Delta \ln c_{it+1} - \Delta \widetilde{z_{it+1}} \alpha$. En utilisant (2) et (3), on a :

$$[-z_{it+1} \ln c_{it+1} + z_{it} \ln c_{it}] \theta = \frac{-(1 + z_{it-1} \theta) \Delta z_{it+1} \theta}{(1 + z_{it+1} \theta) (1 + z_{it} \theta)} \ln c_{it-1} + \frac{(1-L^2) \widetilde{z_{it+1}} \alpha}{1 + z_{it+1} \theta} - \frac{\Delta \widetilde{z_{it}} \alpha}{1 + z_{it} \theta} - \Delta \widetilde{z_{it+1}} \alpha$$

On écrit un développement limité à l'ordre 2 en θ des diverses expressions :

$$\begin{aligned} \frac{1}{(1+z_{it+1}\theta)(1+z_{it}\theta)} &= 1 - (z_{it+1} + z_{it}) \theta + (z_{it}^2 + z_{it+1}z_{it} + z_{it+1}^2) \theta^2 + o(\theta^2) \\ \text{Donc } \frac{(1+z_{it-1}\theta)}{(1+z_{it+1}\theta)(1+z_{it}\theta)} &= 1 - (z_{it+1} + z_{it} - z_{it-1}) \theta + o(\theta) \text{ et} \\ \frac{-(1+z_{it-1}\theta)\Delta z_{it+1}\theta}{(1+z_{it+1}\theta)(1+z_{it}\theta)} &= -\Delta z_{it+1} \theta + \Delta z_{it+1} (z_{it+1} + z_{it} - z_{it-1}) \theta^2 + o(\theta^2). \text{ D'où :} \end{aligned}$$

$$\frac{(1-L^2)\widetilde{z_{it+1}}\alpha}{1+z_{it+1}\theta} - \frac{\Delta\widetilde{z_{it}}\alpha}{1+z_{it}\theta} = \Delta\widetilde{z_{it+1}}\alpha + [z_{it}\Delta\widetilde{z_{it}} - z_{it+1}(1-L^2)\widetilde{z_{it+1}}]\alpha\theta + [z_{it+1}^2(1-L^2)\widetilde{z_{it+1}} - z_{it}^2\Delta\widetilde{z_{it}}]\alpha\theta^2 + o(\theta^2)$$

Après quelques réarrangements et simplifications de termes, on obtient

$$\begin{aligned} [-z_{it+1}\ln c_{it+1} + z_{it}\ln c_{it}]\theta &\underset{\theta=0}{\sim} -\Delta z_{it+1}\theta\ln c_{it-1} + [z_{it}\Delta\widetilde{z_{it}} - z_{it+1}(1-L^2)\widetilde{z_{it+1}}]\alpha\theta \\ &+ \Delta z_{it+1}(z_{it+1} + z_{it} - z_{it-1})\theta^2\ln c_{it-1} + [z_{it+1}^2(1-L^2)\widetilde{z_{it+1}} - z_{it}^2\Delta\widetilde{z_{it}}]\alpha\theta^2 \end{aligned}$$

Les variables instrumentales suivantes sont donc théoriquement valides :

$$-\Delta z_{it+1}\ln c_{it-1}, \quad z_{it}\Delta\widetilde{z_{it}} - z_{it+1}(1-L^2)\widetilde{z_{it+1}}$$

à l'ordre 1, auxquels on ajoute

$$\Delta z_{it+1}(z_{it+1} + z_{it} - z_{it-1})\ln c_{it-1}, \quad z_{it+1}^2(1-L^2)\widetilde{z_{it+1}} - z_{it}^2\Delta\widetilde{z_{it}}$$

à l'ordre 2¹⁹.

5.2.2. Régressions instrumentales

Comme le montrent et le préconisent les recherches théoriques sur les méthodes d'estimation avec variables instrumentales, il est important de présenter les régressions instrumentales de première étape lorsqu'une méthode d'instrumentation est employée (Bound, Jaeger et Baker, 1995, Magdalinos, 1994, Staiger et Stock, 1997). Afin de ne pas présenter des centaines de pages de résultats, nous montrons uniquement les régressions instrumentales concernant les tests d'assurance complète intra-village dans le cas de l'hypothèse nulle avec séparabilité entre consommation et loisir (le tableau 1 correspond aux régressions de première étape de la colonne (5) du tableau 6). Chaque colonne du tableau 1 est la régression instrumentale d'une des variables endogènes. Les régressions instrumentales dans le cas où le revenu agricole est introduit comme variable de choc et où on l'instrumente par les revenus de rentes sont dans le tableau 2. Elles correspondent à la première étape de l'estimation de la colonne (7) du tableau 6.

¹⁹ Les instruments $z_{it}\Delta\widetilde{z_{it}} - z_{it+1}(1-L^2)\widetilde{z_{it+1}}$ comportent implicitement des combinaisons croisées des vecteurs z et \widetilde{z} . Cependant, nous utilisons seulement les $z_{it}^k\Delta z_{it}^k - z_{it+1}^k(1-L^2)\widetilde{z_{it+1}^k}$ où z_{it}^k correspond à chacune des variables du vecteur z_{it} et non les $z_{it}^k\Delta z_{it}^{k'} - z_{it+1}^k(1-L^2)\widetilde{z_{it+1}^{k'}}$ pour $k' \neq k$ car nous avons déjà suffisamment d'instruments pour pouvoir identifier les paramètres. En incluant ces instruments supplémentaires, les résultats ne changent pas fondamentalement et les régressions instrumentales deviennent encore plus lourdes à présenter.

TAB. 1: Régressions instrumentales

z_{it+1}	Variables instrumentées $[-z_{it+1} \ln c_{it+1} + z_{it} \ln c_{it}]$					
	Nb. enfants	Taille ménage	Terre irriguée	Hiver	Rabi	Mousson
Variables explicatives						
z_{it+1}	Δz_{it+1}					
Nb. enfants	-2.48981 (1.80)	-1.56148 (0.60)	-0.38542 (0.82)	-0.27182 (1.59)	0.04701 (0.34)	-0.20300 (1.43)
Taille ménage	0.09803 (0.10)	-1.54706 (0.86)	0.02659 (0.08)	0.19602 (1.66)	-0.00702 (0.07)	0.00521 (0.05)
Terre irriguée	-1.58406 (1.31)	-2.42193 (1.07)	-3.39219 (8.30)	-0.22457 (1.51)	-0.00253 (0.02)	-0.09967 (0.80)
z_{it+1}	$(\Delta z_{it+1}) \ln c_{it-1}$					
Nb. enfants	-0.49791 (1.93)	0.25229 (0.52)	0.05247 (0.60)	0.04671 (1.47)	-0.00682 (0.26)	0.03658 (1.38)
Taille ménage	-0.00569 (0.03)	-0.61029 (1.84)	0.01390 (0.23)	-0.03581 (1.64)	0.00267 (0.15)	-0.00386 (0.21)
Terre irriguée	0.36749 (1.42)	0.61096 (1.26)	-0.08021 (0.92)	0.04902 (1.54)	-0.00167 (0.06)	0.03818 (1.44)
Hiver	-0.36648 (1.50)	-0.61409 (1.35)	-0.22240 (2.69)	-0.43938 (14.58)	0.03465 (1.40)	0.01052 (0.42)
Rabi	0.26855 (0.89)	0.57257 (1.01)	-0.20795 (2.02)	-0.10504 (2.81)	-0.25796 (8.38)	0.02112 (0.68)
Mousson	-1.43126 (3.32)	-2.16562 (2.69)	0.00890 (0.06)	-0.01070 (0.20)	-0.00072 (0.02)	-0.43896 (9.91)
z_{it+1}	$(\Delta z_{it+1})(z_{it+1} + z_{it} - z_{it-1}) \ln c_{it-1}$					
Nb. enfants	0.00450 (0.14)	-0.02708 (0.44)	0.00454 (0.41)	-0.00528 (1.30)	0.00116 (0.35)	-0.00468 (1.39)
Taille ménage	-0.00186 (0.12)	0.00538 (0.19)	-0.00505 (0.96)	0.00316 (1.66)	0.00054 (0.35)	-0.00018 (0.11)
Terre irriguée	-0.08031 (1.79)	-0.14621 (1.75)	-0.10005 (6.59)	-0.00655 (1.18)	0.00037 (0.08)	-0.00993 (2.16)
Hiver	0.27402 (1.23)	0.81847 (1.96)	0.13812 (1.82)	0.07848 (2.84)	-0.03179 (1.40)	0.00822 (0.36)
Rabi	-0.18609 (0.59)	-0.35104 (0.59)	0.23528 (2.18)	0.10310 (2.63)	-0.06799 (2.11)	-0.01950 (0.60)
Mousson	1.11738 (2.43)	1.67330 (1.94)	-0.10169 (0.65)	0.02676 (0.47)	0.03370 (0.72)	0.02300 (0.49)
z_{it+1}	$z_{it} \Delta z_{it} - z_{it+1} (1 - L^2) z_{it+1}$					
Nb. enfants	0.12186 (0.68)	-0.12102 (0.36)	0.00773 (0.13)	-0.02655 (1.21)	0.00386 (0.21)	-0.02969 (1.62)
Taille ménage	0.03123 (0.37)	0.16584 (1.06)	-0.01440 (0.51)	0.01582 (1.54)	0.00732 (0.86)	0.00064 (0.07)
Terre irriguée	-0.33064 (1.57)	-0.54969 (1.40)	-0.25307 (3.55)	-0.02540 (0.98)	-0.00062 (0.03)	-0.02993 (1.38)
z_{it+1}	$z_{it+1}^2 (1 - L^2) z_{it+1} - z_{it}^2 \Delta z_{it}$					
Nb. enfants	0.00442 (1.13)	0.00621 (0.85)	-0.00138 (1.04)	0.00055 (1.14)	-0.00019 (0.48)	-0.00046 (1.16)
Taille ménage	0.00123 (1.04)	0.00278 (1.26)	0.00054 (1.35)	-0.00016 (1.11)	0.00009 (0.78)	0.00020 (1.68)
Terre irriguée	0.00194 (1.05)	0.00537 (1.56)	0.00903 (14.46)	0.00020 (0.90)	0.00001 (0.03)	0.00056 (2.96)
Observations	7740	7740	7740	7740	7740	7740
R^2	0.58	0.52	0.80	0.14	0.11	0.17

Tab. 2: Régressions instrumentales

Variables instrumentées $[-z_{it+1} \ln c_{it+1} + z_{it} \ln c_{it}]$							$\Delta \omega_{it+1}$
z_{it+1}	Nb. enfants	Taille ménage	Terre irriguée	Hiver	Rabi	Mousson	Revenu agricole
Variables explicatives							
z_{it+1}				Δz_{it+1}			
Nb. enfants	-2.489 (1.80)	-1.56 (0.60)	-0.385 (0.82)	-0.271 (1.59)	0.047 (0.34)	-0.203 (1.43)	1392.0 (1.89)
Taille ménage	0.098 (0.10)	-1.547 (0.86)	0.026 (0.08)	0.196 (1.66)	-0.007 (0.07)	0.005 (0.05)	-79.24 (0.16)
Terre irriguée	-1.58 (1.31)	-2.421 (1.07)	-3.39 (8.30)	-0.224 (1.51)	-0.002 (0.02)	-0.099 (0.80)	-1214.9 (1.89)
z_{it+1}				$(\Delta z_{it+1}) \ln c_{it-1}$			
Nb. enfants	-0.497 (1.93)	0.252 (0.52)	0.052 (0.60)	0.046 (1.47)	-0.0068 (0.26)	0.036 (1.38)	-310.9 (2.27)
Taille ménage	-0.005 (0.03)	-0.610 (1.84)	0.0139 (0.23)	-0.0358 (1.64)	0.002 (0.15)	-0.003 (0.21)	49.87 (0.53)
Terre irriguée	0.367 (1.42)	0.610 (1.26)	-0.08 (0.92)	0.049 (1.54)	-0.0016 (0.06)	0.038 (1.44)	295.42 (2.15)
Hiver	-0.366 (1.50)	-0.61409 (1.35)	-0.22240 (2.69)	-0.439 (14.58)	0.034 (1.40)	0.0105 (0.42)	-60.22 (0.46)
Rabi	0.268 (0.89)	0.57257 (1.01)	-0.20795 (2.02)	-0.105 (2.81)	-0.257 (8.38)	0.0211 (0.68)	-44.221 (0.27)
Mousson	-1.431 (3.32)	-2.16 (2.69)	0.008 (0.06)	-0.0107 (0.20)	-0.000 (0.02)	-0.438 (9.91)	113.97 (0.50)
z_{it+1}				$(\Delta z_{it+1})(z_{it+1} + z_{it} - z_{it-1}) \ln c_{it-1}$			
Nb. enfants	0.0045 (0.14)	-0.027 (0.44)	0.0045 (0.41)	-0.0052 (1.30)	0.0011 (0.35)	-0.0046 (1.39)	5.416 (0.31)
Taille ménage	-0.0018 (0.12)	0.0053 (0.19)	-0.005 (0.96)	0.0031 (1.66)	0.00054 (0.35)	-0.00018 (0.11)	5.514 (0.67)
Terre irriguée	-0.0803 (1.79)	-0.1462 (1.75)	-0.10 (6.59)	-0.0065 (1.18)	0.0003 (0.08)	-0.009 (2.16)	-50.50 (2.12)
Hiver	0.274 (1.23)	0.818 (1.96)	0.138 (1.82)	0.078 (2.84)	-0.0317 (1.40)	0.008 (0.36)	-27.57 (0.23)
Rabi	-0.186 (0.59)	-0.351 (0.59)	0.235 (2.18)	0.103 (2.63)	-0.067 (2.11)	-0.019 (0.60)	-84.85 (0.50)
Mousson	1.11738 (2.43)	1.67330 (1.94)	-0.10169 (0.65)	0.02676 (0.47)	0.03370 (0.72)	0.02300 (0.49)	-204.1 (0.83)
z_{it+1}				$z_{it} \Delta z_{it} - z_{it+1} \left(1 - L^2\right) z_{it+1}$			
Nb. enfants	0.12186 (0.68)	-0.12102 (0.36)	0.00773 (0.13)	-0.02655 (1.21)	0.00386 (0.21)	-0.02969 (1.62)	-54.27 (0.57)
Taille ménage	0.03123 (0.37)	0.16584 (1.06)	-0.01440 (0.51)	0.01582 (1.54)	0.00732 (0.86)	0.00064 (0.07)	59.62 (1.34)
Terre irriguée	-0.33064 (1.57)	-0.54969 (1.40)	-0.25307 (3.55)	-0.02540 (0.98)	-0.00062 (0.03)	-0.02993 (1.38)	-186.8 (1.67)
z_{it+1}				$z_{it+1}^2 \left(1 - L^2\right) z_{it+1} - z_{it}^2 \Delta z_{it}$			
Nb. enfants	0.0044 (1.13)	0.00621 (0.85)	-0.00138 (1.04)	0.00055 (1.14)	-0.00019 (0.48)	-0.00046 (1.16)	-3.32 (1.60)
Taille ménage	0.0012 (1.04)	0.0027 (1.26)	0.00054 (1.35)	-0.00016 (1.11)	0.00009 (0.78)	0.00020 (1.68)	0.788 (1.26)
Terre irriguée	0.0019 (1.05)	0.0053 (1.56)	0.00903 (14.46)	0.00020 (0.90)	0.00001 (0.03)	0.00056 (2.96)	2.190 (2.23)
Rrevenu de rentes							0.475 (12.16)
Observations	7740	7740	7740	7740	7740	7740	7740
R ²	0.58	0.52	0.80	0.14	0.11	0.17	0.02

6. Bibliographie

Adams H. A. H. et Jane J. H. M. (1995) “Sources of Income Inequality and Poverty in Rural Pakistan”, *Research Report 102*, IFPRI

- Alderman H. et Paxson C. (1994) "Do the Poor Insure? A Synthesis of the Literature on Risk and Consumption in Developing Countries" in Bacha (Ed.) *Economics in a Changing World, Volume 4 : Development, Trade and the Environment*, London, McMillan Press
- Alderman H. et Garcia M. (1993) "Poverty, Household Food Security, and Nutrition in Rural Pakistan", *Research Report 96*, IFPRI
- Altug S. et Miller R. (1990) "Household Choices in Equilibrium", *Econometrica*, 58, 3, 543-570
- Andrews D. W. K. (1989) "Power in Econometric Applications", *Econometrica*, 57, 5, 1059-1090
- Arrow K. (1964) "The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk Bearing", *Review of Economic Studies*, 31, 91-96
- Attanasio O. et Browning M. (1995) "Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle", *American Economic Review*, 85, 5, 1118-1137
- Attanasio O. et Davis S. (1996) "Relative Wage Movements and the Distribution of Consumption", *Journal of Political Economy*, 104, 6, 1227-1262
- Attanasio O. et Weber G. (1993) "Consumption Growth, the Interest rate and Aggregation", *Review of Economic Studies*, 60, 631-649
- Banque Mondiale (1997) *Rapport sur le développement dans le monde*
- Basman R. (1960) "On Finite Sample Distributions of Generalized Classical Linear Identifiability Test Statistics", *Journal of the American Statistical Association*, 55, 650-659
- Bound J., Jaeger D. A. et Baker R. (1995) "Problems with Instrumental Variables Estimation when the Correlation between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 443-450
- Blundell R., Browning M. et Meghir (1994) "Consumer Demand and the Life-Cycle Allocation of Household Expenditures", *Review of Economic Studies*, 61, 57-80
- Browning M. et Meghir C. (1991) "The Effects of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands", *Econometrica*, 59, 4, 925-951
- Buse A. (1992) "The Bias of Instrumental Variable Estimators" *Econometrica*, 60, 1, 173-80
- Carroll et Kimball (1996) "On the Concavity of the Consumption Function", *Econometrica*, 64, 4, 981-992
- Cochrane J., (1991) "A Simple Test of Consumption Insurance", *Journal of Political Economy*, 99, 5, 957-976
- Davidson R. et MacKinnon J. (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press
- Deaton A. (1990) "On Risk, Insurance and Intra-Village Smoothing", *mimeo*, Woodrow Wilson School, Princeton University
- Deaton A. (1991) "Saving and Liquidity Constraints", *Econometrica*, 59, 5, 1221-1248
- Deaton A. (1992) *Understanding consumption*, Oxford Clarendon Press
- Deaton A. et Paxson C. (1994) "Intertemporal Choice and Inequality", *Journal of Political*

Economy, 102(3) , 437-467

Debreu G. (1959) *The Theory of Value*, New York, Wiley

Diamond P. (1967) "The Role of Stock Markets in a General Equilibrium Model with Technological Uncertainty", *American Economic Review* 57, 759-776

Dubois P. (1999) "Consommation, partage de risque et assurance informelle : une revue des théories et tests empiriques", *mimeo* CREST, et chapitre 4 de *Contrats Agricoles, Risque et Marchés Incomplets*, Thèse EHESS, 1999

Flavin M. (1993) "The Excess Smoothness of Consumption : Identification and Interpretation", *Review of Economic Studies*, 60, 651-666

Grimard F (1997) "Household Consumption Smoothing through Ethnic Ties : Evidence from Côte d'Ivoire", *Journal of Development Economics*, 53 :391-422

Hall R. E. (1978) "Stochastic Implications of the Life-Cycle Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence" *Journal of Political Economy*, 86, 971-987

Hansen L.P. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, 50, 1029-1054

Hausman J. (1978) "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, 1251-1271

Hayashi F., Altonji J. et Kotlikoff L. (1996) "Risk Sharing Between and Within Families", *Econometrica*, 64, 2, 261-294

Jacoby H. et Skoufias E. (1998) "Testing Theories of Consumption Behavior Using Information on Aggregate Shocks : Income Seasonality and Rainfall in Rural India", *American Journal of Agricultural Economics*, 80, 1-14

Jalan J. et Ravallion M. (1999) "Are the Poor Less Well Insured ? Evidence on Vulnerability to Income Risk in Rural China", *Journal of Development Economics*, 58, 61-81

Kochar A. (1999) "Smoothing Consumption by Smoothing Income : Hours-of-Work Responses to Idiosyncratic Agricultural Shocks in Rural India", *The Review of Economics and Statistics*, 81(1) , 50-61

Ligon E., Thomas J. et Worrall T. (1997) "Informal Insurance Arrangements in Village Economies", *mimeo*, , University of California, Berkeley

Mace B. (1991) "Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty", *Journal of Political Economy*, 99, 5, 928-956

Magdalinos M. (1994) "Testing Instrument Admissibility : Some Refined Asymptotic Results", *Econometrica*, 62, 2, 373-403

Meghir C. et Weber G. (1996) "Intertemporal Nonseparability or Borrowing Restrictions ? A disaggregate analysis using a US consumption panel", *Econometrica*, 64, 5, 1151-1181

Morduch J. (1995) "Income Smoothing and Consumption Smoothing", *Journal of Economic Perspectives*, 9, 3, 103-114

Nelson J. (1994) "On Testing for Full Insurance Using Consumer Expenditure Survey Data", *Journal of Political Economy*, 102, 384-394

Paxson C. (1992) "Using Weather Variability to Estimate the Response of Savings to Tran-

- sitory Income in Thailand”, *American Economic Review*, 82, 15-33
- Paxson C. (1993) “Consumption and Income Seasonality in Thailand”, *Journal of Political Economy*, 101, 39-72
- Pischke J. S. (1995) “Individual Income, Incomplete Information, and Aggregate Consumption”, *Econometrica*, 63, 805-840
- Ravallion M., et Chaudhuri S. (1997) “Risk and Insurance in Village India : Comment”, *Econometrica*, 65 :171-184
- Runkle D. E. (1991) “Liquidity Constraints and the Permanent-Income Hypothesis”, *Journal of Monetary Economics*, 27, 73-98
- Staiger D. et Stock J. (1997) “Instrumental variables regression with weak instruments”, *Econometrica*, 65, 3, 557-586
- Stiglitz J. E. (1974) “Incentives and Risk Sharing in Sharecropping”, *Review of Economic Studies*, 41, 2, 219-255
- Thomas J. et Worrall T. (1988) “Self Enforcing Wage Contracts”, *Review of Economic Studies*, 55, 541-554
- Thomas J. et Worrall T. (1990) “Income Fluctuation and Asymmetric Information : An Example of a Repeated Principal-Agent Problem”, *Journal of Economic Theory*, 51, 367-390
- Townsend R. (1994) “Risk and insurance in village India”, *Econometrica* 62(3) , 539-591
- Wilson R. (1968) “The Theory of Syndicates”, *Econometrica* 36, 1 , 119-132
- Wu D. M. (1973) “Alternative Tests of Independence Between Stochastic Regressors and Disturbances”, *Econometrica*, 41, 733-750
- Wu D. M. (1974) “Alternative Tests of Independence Between Stochastic Regressors and Disturbances : Finite Sample Results”, *Econometrica*, 42, 529-546