



*Document de travail de la série*

*Etudes et Documents*

**Ec 2002.22**

**L'impact des activités non-agricoles rurales  
sur le revenu des agriculteurs en Chine**

**Nong ZHU**

septembre 2002, 25 p.

**Nong ZHU**

Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI)

65 Boulevard François Mitterrand

63000 Clermont Ferrand - France

Tel. 04 73 17 75 01

Fax. 04 73 17 74 28

E-mail : [n.zhu@u-clermont1.fr](mailto:n.zhu@u-clermont1.fr)

## Résumé

*A partir d'une enquête sur les ménages ruraux réalisée en Chine, cet article examine l'impact des activités non-agricoles sur le niveau de vie des agriculteurs ainsi que sur la distribution du revenu rural par une analyse microéconomique. Les résultats montrent que la participation à l'activité non-agricole atténue à la fois l'inégalité et la pauvreté ; en particulier, elle réduit les écarts de revenu entre les ménages pauvres et améliore leur niveau de revenu.*

**Mots-clés** – Activités non-agricoles rurales, Revenu du ménage, Pauvreté, Inégalité, Chine

## The Impacts of Non-Farm Activity on Rural Income In China

### Abstract

*Using data from a survey of rural households in China, this article examines the impacts of non-farm activity on living standard of farmers and on rural income distribution with a micro-economic analysis. Our results show that the participation in non-farm activity alleviates both inequality and poverty. In particular, it reduces income gap among poor households and improves their income level.*

**Key words** – Rural non-farm activity, Household income, Poverty, Inequality, China

**Codes JEL** – O15, Q12

## Introduction

Dans les pays en développement, les activités non-agricoles rurales ainsi que le revenu tiré de ces activités occupent une place de plus en plus importante dans le développement durable et la réduction de la pauvreté des zones rurales. L'activité non-agricole peut influencer l'économie rurale à travers plusieurs canaux. Premièrement, l'emploi non-agricole rural réduit la pression sur la terre dans les zones pauvres. L'activité non-agricole rurale peut donc contribuer à la sortie du cercle vicieux de « pauvreté - culture extensive - dégradation écologique - pauvreté ». Deuxièmement, le revenu provenant de l'activité non-agricole rurale peut augmenter significativement le revenu des ménages et leur capacité à investir dans l'agriculture, réduire les fluctuations de revenu, et permettre l'adoption de technologies agricoles plus risquées mais plus rentables. Cela favorise la transformation de l'agriculture traditionnelle en une agriculture moderne. Troisièmement, le revenu non-agricole rural est souvent une source d'épargne, et joue ainsi un rôle de sécurité alimentaire. Les ménages ayant diversifié leur revenu par l'activité non-agricole rurale seront plus aptes à surmonter les chocs négatifs.

Par ailleurs, beaucoup de recherches montrent que l'activité non-agricole rurale a un impact important sur la distribution de revenu. Son effet dépend à la fois de la place qu'occupent les ménages dans l'échelle sociale et du type d'activité non-agricole rurale. Les résultats varient selon la région et la méthode d'analyse. La plupart des recherches montrent que la distribution du revenu non-agricole est plus inégale que celle du revenu agricole<sup>1</sup>. En améliorant dans l'ensemble le revenu rural, la participation à l'activité non-agricole rurale pourrait accroître les disparités de revenu, surtout dans les zones pauvres. Cependant, d'autres travaux montrent qu'au fur et à mesure de l'augmentation de la part du revenu non-agricole dans le revenu total, sa distribution va devenir plus uniforme, ce qui réduirait l'inégalité de revenu et, par conséquent, la tension sociale et politique<sup>2</sup>.

La Chine est un pays agricole avec une structure socio-économique dualiste typique prédite par LEWIS (1954). Etant données la lourde pression démographique existant dans la campagne et la quantité relativement limitée de terre cultivable<sup>3</sup>, le revenu agricole par tête reste toujours à un niveau très bas. Dans ce contexte, les secteurs non-agricoles ruraux revêtent une importance particulière pour absorber la main-d'œuvre excédentaire agricole et augmenter le revenu des agriculteurs. Les réformes économiques amorcées à la fin des années 1970, en particulier la mise en place du régime d'exploitation familiale (*Household Responsibility System, HRS*), ont apporté un essor au développement du secteur non-agricole rural, ce qui a fortement renforcé la croissance économique et amélioré le revenu des ménages en milieu rural. Le revenu non-agricole représente une proportion de plus en plus importante des revenus des ménages ruraux. Il est susceptible d'influencer la relation entre croissance économique, bien-être et équité. Pourtant, certains travaux montrent également que l'inégalité du revenu rural s'est significativement accrue avec les réformes économiques et que cela s'explique essentiellement par l'augmentation de la part du revenu non-agricole dans le revenu total. Ce phénomène augmenterait sans doute le coût de la restructuration économique de la transition chinoise.

<sup>1</sup> Voir BARHAM et BOUCHER (1998), ELBERS et LANJOUW (2001), ESCOBAL (2001), LEONES et FELDMAN (1998), KHAN et RISKIN (2001), REARDON et TAYLOR (1996), SHAND (1987).

<sup>2</sup> Voir RICHARD et ADAMS (1994), CHINN (1979), LACHAUD (1999), SADOULET et DE JANVRY (2001), STARK *et al.* (1986).

<sup>3</sup> En 2000, la quantité par tête de terre cultivable en zones rurales n'est que 0.138 hectare (*National Statistics Bureau of China (NBSC)*, 2001 : p. 374).

Cependant, la plupart des études consacrées au rôle des activités non-agricoles rurales en Chine s'appuient sur des analyses macroéconomiques utilisant des données au niveau des provinces ou des cantons (*county*). Le rôle des activités non-agricoles est rarement examiné sous l'angle des comportements microéconomiques des ménages ruraux. Or, la revue de la littérature montre que les résultats dépendent largement du niveau et de la méthode d'analyse. Par ailleurs, ces études ne considèrent le revenu non-agricole que comme un revenu supplémentaire et exogène qui s'ajoute aux ressources de l'ensemble des ménages. Elles ne tiennent généralement pas compte des interactions entre les participations aux diverses activités productives.

Dans cet article, nous essayons de lever certaines limites des travaux antérieures, liées à l'absence de prise en compte des spécificités de la production des ménages ruraux en Chine. En nous appuyant sur des données d'enquête sur les ménages ruraux, nous tentons d'étudier l'impact de la participation à l'activité non-agricole rurale sur l'inégalité et la pauvreté dans les zones rurales en Chine et d'identifier les déterminants du revenu non-agricole au niveau microéconomique. Nous utilisons simultanément deux approches différentes, considérant d'une part le revenu non-agricole comme un *transfert exogène* et d'autre part comme un *substitut potentiel* au revenu agricole. Dans la section suivante, nous évoquons brièvement le développement du secteur non-agricole rural en Chine ainsi que son rôle dans l'économie rurale. La section 3 et la section 4 présentent respectivement les méthodes d'analyse et les données utilisées. La section 5 commente les résultats. Enfin, nous concluons dans la section 6.

## 1 Activités non-agricoles rurales en Chine

Pendant une longue période, la campagne chinoise se caractérisait par une économie autarcique et une agriculture traditionnelle peu modernisée. A côté de l'agriculture, il n'y avait qu'un nombre limité de petits ateliers, dont la plupart représentait des activités auxiliaires des ménages. La mise en place du mouvement de collectivisation agraire et des « Communes Populaires » entre 1954 et 1959 a favorisé des entreprises collectives relevant des « Communes Populaires » ou des « Brigades de Production ». Cependant, l'échec du « Grand Bond en avant » a conduit à la fermeture de la plupart de ces entreprises ; et dès lors, l'industrie rurale a connu une longue stagnation.

Dans les années 1970, cependant, l'industrie rurale a connu une reprise à travers les entreprises collectives (ISLAM, 1991). L'objectif initial à l'établissement de ces entreprises résidait dans la modernisation et dans la mécanisation de l'agriculture (BYRD et LIN, 1994 : p. 58). A cette époque-là, l'industrie rurale a essentiellement servi l'agriculture par la fourniture d'inputs agricoles variés relativement peu abondants, tels que l'engrais, le ciment, l'électricité et la réparation de machines agricoles. Elle était considérée comme un « secteur auxiliaire » à l'agriculture et dépendait largement de la demande locale (PENG *et al.*, 1997). Une telle industrie rurale ne pouvait pas contribuer financièrement au développement de l'agriculture, car la demande de production et celle de consommation étaient limitées par le niveau du revenu agricole au sein d'une communauté locale. Son développement était limité par les bas prix des produits agricoles, le faible revenu agricole et un marché local trop petit (ISLAM, 1994 : p. 1651).

Les réformes économiques amorcées à la fin des années 1970 ont apporté de grands changements au sein du secteur non-agricole rural. D'abord, le *HRS* a permis aux agriculteurs de choisir librement leur métier et leur mode d'exploitation. Ensuite, il a permis d'augmenter fortement la production agricole, ce qui a fourni au secteur non-agricole rural les capitaux initiaux. Enfin, le gouvernement a mis en vigueur un ensemble de mesures politiques encourageant le développement des entreprises rurales collectives et privées (BANISTER et

TAYLOR, 1990, pp. 5-8). Les activités non-agricoles rurales ont ainsi connu un nouvel essor (BYRD et LIN, 1994 : p. 12).

Le secteur non-agricole rural comprend essentiellement les « *Township and Village Enterprises* » (*TVEs*) et l'économie privée rurale. Les *TVEs* comprennent toutes les entreprises non-étatiques dans les zones rurales. La plupart d'entre elles exercent des activités productives non-agricoles rurales, en particulier des activités industrielles. En comparaison avec les anciennes entreprises rurales, les *TVEs* présentent de nouvelles caractéristiques importantes. Premièrement, les *TVEs* ne relèvent plus de l'agriculture, bien que le capital initial des *TVEs* provienne de l'activité agricole. Conséquence de l'économie du marché, les *TVEs* possèdent une forte capacité d'auto-développement (WOO, 1999). En fait, à partir de 1984, l'agriculture ne peut plus supporter la croissance rapide des *TVEs* du fait de son mode de production traditionnel et de sa stagnation. Deuxièmement, l'industrie rurale ne se limite plus au marché local, mais se tourne vers les marchés extérieurs et fabrique les mêmes produits que l'industrie urbaine ou certains produits dont l'exploitation n'apparaît pas rentable aux firmes du secteur urbain. Grâce à leur petite échelle de production, leur mode d'exploitation souple et leurs travailleurs à bon marché, les *TVEs* deviennent d'importantes concurrentes pour les entreprises urbaines. Troisièmement, l'économie privée occupe une place importante dans le secteur non-agricole rural, surtout dans les régions moins développées. C'est un facteur important qui stimule la croissance rapide des *TVEs* (BYRD et LIN, 1994 ; YANG, 1996). Quatrièmement, la plupart des *TVEs* sont intensives en travail, ce qui leur permet d'absorber une grande quantité des travailleurs excédentaires non-qualifiés.

En ce qui concerne l'économie privée rurale, elle comprend notamment des ménages spécialisés (*specialized households*) dans l'activité non-agricole en marge de leur production agricole. D'après les recherches de NEE et YOUNG (1991 : pp. 300-301), dans certains villages, au maximum, un tiers des ménages sont dans cette situation.

Le secteur non-agricole rural a connu un essor considérable depuis la fin des années 1970. De 1978 à 2000, le nombre des employés des *TVEs* est passé de 28.3 millions à 128.2 millions, soit un taux de croissance annuel de 8.3% ; jusqu'en 2000, la proportion des employés hors agriculture a atteint 33.9%, c'est-à-dire un tiers des personnes employées dans les zones rurales (NBSC, 2001 : pp. 110-111). Certains chercheurs (ISLAM, 1991 ; 1994) signalent que le secteur non-agricole rural joue un rôle important non seulement pour l'économie rurale, mais aussi dans l'ensemble de l'économie chinoise. Dans certains secteurs, la production des entreprises rurales occupe une place significative. Par exemple, dans le secteur des matériaux de construction, 74% de la production et 69% de l'emploi sont issues des entreprises rurales (ZHOU, 1994).

Le développement du secteur non-agricole rural a modifié les revenus des ménages ruraux. L'activité non-agricole devient progressivement une source de revenu importante pour les ménages agricoles et intervient comme moteur de la croissance du revenu et de l'économie rurale. De plus, l'industrie rurale a favorisé le développement de l'agriculture en fournissant des fonds pour les investissements sociaux dans l'infrastructure rurale et en facilitant la mécanisation agricole et l'utilisation de techniques de production modernes. Elle a ainsi amélioré indirectement le revenu des agriculteurs. Au fur et à mesure que le revenu des ménages agricoles croît, la part du revenu issu du secteur primaire diminue ; en revanche, celle des revenus issus des secteurs secondaire et tertiaire s'accroît de façon continue. En 1999, la part du revenu non-agricole avait déjà atteint 44.1% du revenu total (NBSC, 2001 : p. 323).

Comme nous l'avons mentionné ci-dessus, le revenu non-agricole aurait des effets importants sur la distribution des revenus des agriculteurs en Chine. D'après une recherche basée sur les cantons chinois (KNIGHT et SONG, 1993), en comparaison avec le revenu agricole, la distribution des revenus non-agricoles est moins égalitaire. Ce résultat est

confirmé par beaucoup d'autres études (HUSSAIN *et al.*, 1994 ; YAO, 1999 ; ZHU, 1991). En utilisant des données concernant les ménages, HUSSAIN *et al.* montrent que les revenus non-agricoles se répartissent de manière plus inégale que les revenus agricoles. La contribution des premiers à l'inégalité du revenu rural est donc plus importante. Les résultats de HUSSAIN *et al.* suggèrent que l'inégalité rurale s'aggrave au fur et à mesure que les travailleurs ruraux se déplacent de l'activité agricole vers l'activité non-agricole. Cela semble être validé par plusieurs études (BHALLA, 1990 ; YAO, 1999) qui montrent que l'inégalité de revenu rural s'est significativement élargie depuis la mise en place des réformes économiques. Cela s'explique essentiellement par l'inégalité interprovinciale, due dans une grande mesure au développement inégal des TVEs.

Dans les développements suivants, nous allons analyser l'impact du revenu non-agricole sur l'inégalité et la pauvreté, en utilisant les données d'une enquête sur les ménages ruraux effectuée dans la province du *Hubei*<sup>4</sup>. Nous allons également examiner les déterminants de la participation à l'activité non-agricole ainsi que ceux des revenus tirés de ces activités.

## 2 Méthodologie

L'impact du revenu non-agricole sur la pauvreté et l'inégalité peut être appréhendé à l'aide de deux méthodes (BARHAM et BOUCHER, 1998 ; LACHAUD, 1999). D'une part, nous pouvons concevoir le revenu non-agricole comme un *transfert exogène* qui s'ajoute au revenu total du ménage, et examiner son effet sur la pauvreté et sur l'inégalité. A cet égard, il s'agit de décomposer les gains totaux des ménages, et d'étudier la contribution de chaque source de revenus à l'inégalité ainsi que la sensibilité de l'inégalité et du bien-être par rapport à une variation marginale des sources de revenus (STARK, 1991). D'autre part, nous pouvons considérer le revenu non-agricole comme un *substitut potentiel* au revenu agricole. Il importe de comparer, à l'aide de simulations, le niveau et la distribution du revenu des ménages observé à celui qu'ils sont susceptibles de recevoir en l'absence du revenu non-agricole.

### 2.1 Mesure de la pauvreté : la classe des indices de FGT

Nous pouvons mesurer la pauvreté par plusieurs indicateurs. SEN (1976) a été le premier à élaborer un indice capable de refléter non-seulement le nombre de pauvres, mais aussi la profondeur de la pauvreté et la distribution des revenus parmi les pauvres. En développant le travail de SEN, FOSTER *et al.* (1984) ont proposé une mesure plus largement répandue, la classe des indices de FGT (Foster-Greer-Thorbecke).

Considérons un vecteur de revenus du ménage dans l'ordre croissant,  $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  où  $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$ .  $z > 0$  est la ligne de pauvreté prédéterminée et  $q = q(y, z)$  le nombre des ménages dont le revenu est inférieur ou égal à  $z$ . La forme générale de la mesure de la pauvreté peut s'écrire de la façon suivante :

$$P_a = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^a \quad a = 0, 1, 2 \quad (1)$$

<sup>4</sup> La province de *Hubei* est située au centre de la Chine. Elle compte une population de plus de 57.7 millions en 1995. L'industrie lourde, l'industrie légère et l'agriculture y sont très développées. C'est une province plus riche en terme de caractéristiques démographiques et de conditions socio-économiques que beaucoup d'autres provinces. Elle est une sorte de miniature du continent intérieur de la Chine.

Nous avons alors :

$$P_0 = \frac{q}{n} \quad (2)$$

$$P_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - y_i}{z} \right) \quad (3)$$

$$P_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - y_i}{z} \right)^2 \quad (4)$$

$P_0$ ,  $P_1$  et  $P_2$  mesurent respectivement l'incidence (ou le ratio), la profondeur (ou les écarts) et l'irrégularité (ou la sévérité) de la pauvreté.  $P_2$  pondère le fossé entre le revenu et le seuil de pauvreté par ce même écart, ce qui accentue le poids des plus pauvres. Il est en effet très sensible à l'intensité de la population appartenant aux plus bas revenus. Dans ce cadre, il est également une mesure des inégalités de revenu pour les ménages pauvres.

Ayant estimé les indices de pauvreté, nous pouvons calculer leurs erreurs types correspondantes à l'aide de la méthode proposée par KAKWANI (1990) et tester la significativité des variations de pauvreté.

## 2.2 Mesure de l'inégalité : l'indice de Gini et sa décomposition

La décomposition du coefficient de Gini est souvent utilisée dans l'analyse de l'inégalité de revenu (PYATT *et al.*, 1980 ; STARK, 1991). Supposons que  $y_1, y_2, \dots, y_K$  représentent  $K$  composantes du revenu du ménage et  $y_0$  le revenu total tel que :  $y_0 = \sum_{k=1}^K y_k$ .

Le coefficient de Gini du revenu total,  $G_0$ , peut être décomposé sous la forme suivante :

$$G_0 = \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k \quad (5)$$

où  $S_k$  représente la part de la composante  $k$  dans le revenu total,  $G_k$  est l'indice de Gini correspondant à la composante  $k$  ; et  $R_k$  est la corrélation de Gini de la composante  $k$  avec le revenu total.

La formule (5) nous permet de décomposer le rôle des différentes composantes en trois termes interprétables : (i) l'importance relative de la composante  $k$  dans le revenu total, (ii) l'inégalité dans la distribution de cette composante et, (iii) la corrélation de cette composante avec le revenu total.

En utilisant cette formulation, nous pouvons calculer l'effet d'une variation marginale en pourcentage d'une certaine composante sur le coefficient de Gini du revenu total ainsi que sur le bien-être des ménages.<sup>5</sup>

Si cette approche nous fournit une mesure directe de l'effet du revenu non-agricole sur l'inégalité, elle ne prend pas en compte le résultat économique dans le cas où le ménage ne participerait pas à l'activité non-agricole. Autrement dit, cette méthode nécessite de faire comme hypothèse que les participations aux diverses activités sont indépendantes entre elles. Pourtant, cette hypothèse n'est généralement pas justifiée pour les diverses activités productives des ménages, car il existe une substitution entre l'activité agricole et l'activité

<sup>5</sup> STARK (1991: pp. 258-261, 269-271).

non-agricole. Il est possible que les participations aux diverses activités soient corrélées entre elles étant données certaines caractéristiques inobservables (ESCOBAL, 2001 : p. 504 ; KIMHI, 1994 : p. 830). Il est donc nécessaire d'adopter une estimation *mixte* pour exploiter toutes les informations disponibles et obtenir les estimateurs les plus efficaces possibles. Nous passons donc à la deuxième approche : simulation des revenus du ménage.

### 2.3 Simulation des revenus du ménage

Afin d'étudier l'impact du revenu non-agricole sur l'inégalité et la pauvreté tout en tenant compte de l'interaction entre la participation à l'activité non-agricole et à l'activité agricole, il est nécessaire de simuler les revenus du ménage dans les diverses situations. Plus précisément, il faut remplacer le revenu non-agricole par la valeur du revenu que les ménages percevraient s'ils participaient uniquement à l'activité agricole en tenant compte des effets sur les décisions de participation. ADAMS (1989) simule pour chaque ménage le revenu obtenu dans le cas où aucun membre du ménage ne migrerait à l'étranger et inversement. Puis, il compare la distribution du revenu dans ces deux cas et étudie l'effet du transfert sur l'inégalité. BARHAM et BOUCHER (1998) font un travail similaire en corrigeant pour le biais de sélection de l'échantillon. LACHAUD (1999) simule pour chaque ménage le revenu obtenu en l'absence d'envois de fonds et de migration à l'aide d'un modèle à double sélection Probit bivarié, et examine ensuite l'impact des transferts privés sur la pauvreté. En nous inspirant de ces précédents travaux, nous estimons dans un premier temps les équations de revenu du ménage à partir des valeurs observées. Ensuite, nous simulons le revenu obtenu dans le cas où le ménage participerait uniquement à l'activité agricole. Nous comparons les indices de Gini et de FGT de ce revenu simulés avec ceux des gains totaux en présence du revenu non-agricole et saisissons ainsi l'effet du revenu non-agricole sur l'inégalité et la pauvreté.

#### 2.3.1 Estimation des équations de revenu

Dans les zones rurales chinoises, le changement du mode de production rurale est une conséquence importante de la mise en place du *HRS*. Les ménages sont devenus les unités productives. Etant des agents rationnels, les agriculteurs cherchent naturellement à maximiser leur utilité dans toutes les activités. Leur décision se traduit immédiatement par le partage de la main-d'œuvre du ménage entre la production agricole, l'activité non-agricole rurale locale, la migration, etc. Le revenu tiré par un ménage d'une activité donnée dépend de la participation ou non du ménage à cette activité et du revenu net du ménage qu'il tire de cette activité sous réserve qu'il y prenne part. Le revenu anticipé d'une activité donnée, par exemple l'activité  $k$ , est le produit de la probabilité de la participation ( $P_k$ ) et du revenu net anticipé sous réserve de participation ( $E(y_k | y_k > 0)$ ). La probabilité de participer à une activité donnée peut être estimée par un modèle Probit correspondant dans lequel une variable prenant la valeur 1 si le ménage a participé à cette activité et 0 sinon est régressée par rapport à l'ensemble des variables qui ont une influence sur les rendements de toutes les activités (TAYLOR et YUNEZ-NAUDE, 1999 : pp. 55-58).

Supposons que 1 et 2 représentent respectivement l'activité agricole et l'activité non-agricole, nous avons alors deux équations de participation :

$$P_{1,i}^* = \mathbf{a}_1 Z_i + \mathbf{e}_{1,i} \quad P_{1,i}^* = 1 \text{ si } y_{1,i} > 0 ; \text{ sinon } P_{1,i}^* = 0 \quad (6)$$

$$P_{2,i}^* = \mathbf{a}_2 Z_i + \mathbf{e}_{2,i} \quad P_{2,i}^* = 1 \text{ si } y_{2,i} > 0 ; \text{ sinon } P_{2,i}^* = 0 \quad (7)$$



où  $Z_i$  est un vecteur des variables explicatives des équations de participation ;  $y_{1i}$  et  $y_{2i}$  représentent respectivement la valeur observée du revenu agricole et celle du revenu non-agricole. Comme les participations aux diverses activités ne sont pas indépendantes entre elles,  $e_{1i}$  et  $e_{2i}$  sont corrélés. Pour cette raison, nous adoptons ici un modèle Probit bivarié, qui nous permet d'estimer simultanément la probabilité de participer aux diverses activités en prenant en compte l'interdépendance locale existant entre elles (GREENE, 1997 : pp. 906-911). En utilisant les résultats obtenus de l'estimation des équations de participation pour corriger le biais de sélection potentiel, nous pouvons obtenir une estimation non biaisée de l'équation de revenu obtenu dans le cas où le ménage ne participerait pas aux activités non-agricole.

Dans l'estimation du modèle Probit bivarié, la catégorie de référence est composée des ménages n'ayant participé ni à l'activité agricole ni à l'activité non-agricole, à savoir les ménages qui ne tirent pas de revenu de la production. Notons cependant que dans les zones rurales chinoises, les ménages de ce type sont peu nombreux. Parmi les 7 320 ménages de notre échantillon, seuls 28 ménages s'inscrivent dans cette catégorie, ce qui limite sans doute la portée de nos estimations. Pour cette raison, nous adoptons une méthode alternative. Nous limitons notre échantillon à un échantillon réduit qui ne comprend que des ménages ayant un revenu agricole ( $P_{1i}^* = 1$ ) et estimons un modèle Probit simple. La méthode en deux étapes proposée par HECKMAN (1979) est utilisée pour corriger le biais de sélection dans l'estimation de l'équation du revenu obtenu en l'absence de l'activité non-agricole.

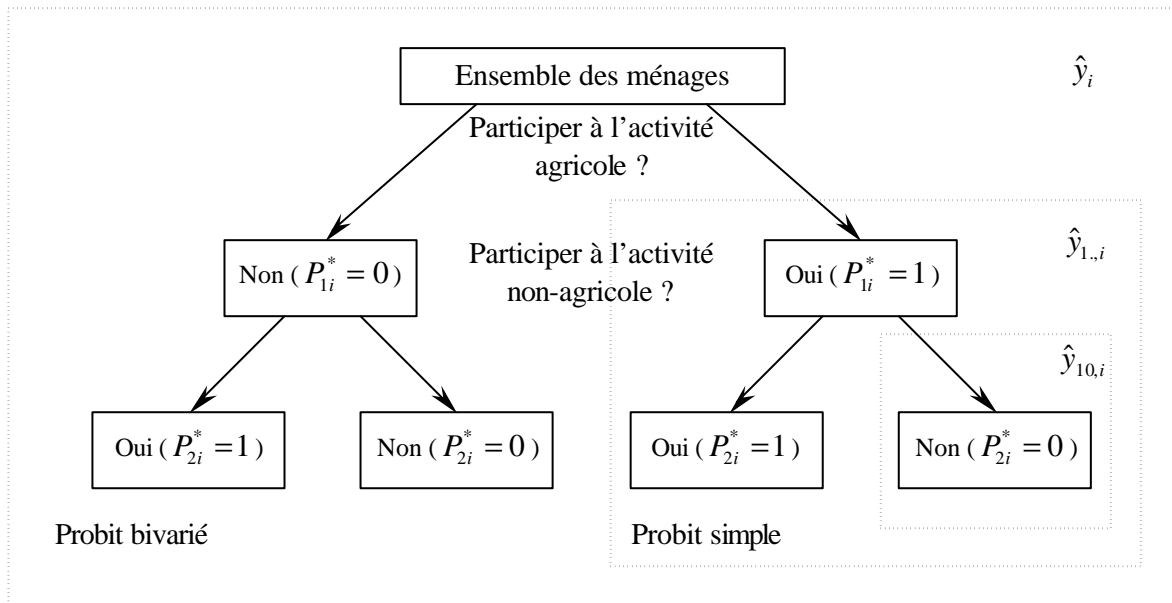
L'annexe présente les détails de l'estimation du modèle Probit bivarié et du modèle Probit simple.

### 2.3.2 Simulation des revenus

Ayant estimé les équations de revenu, nous pouvons imputer respectivement le niveau de vie que les ménages, qui bénéficient actuellement du revenu non-agricole, auraient en l'absence de ce dernier dans deux échantillons différents. Pour cela, nous utilisons deux méthodes : la simulation du revenu total et celle du résidu.

Dans la première simulation, nous prédisons pour tous les ménages le revenu tiré uniquement de l'activité agricole,  $\hat{y}_{10,i}$ , à partir de l'équation de revenu correspondante estimée ci-dessus dans l'échantillon total et dans l'échantillon réduit. Notons que la variation de la valeur estimée est généralement beaucoup plus modérée que celle de la valeur observée. Si nous comparons immédiatement la distribution du revenu agricole simulé avec celle du revenu total observé, le coefficient de Gini de la première est significativement plus petit que celui de la deuxième. Par conséquent, nous estimons une fonction de revenu total du ménage à partir des valeurs observées dans les deux échantillons. Nous simulons ensuite le revenu total pour chaque ménage,  $\hat{y}_i$  (dans l'échantillon total) et  $\hat{y}_{1,i}$  (dans l'échantillon réduit), et comparons les indices de Gini et ceux de FGT issus des valeurs simulées.

Nous pouvons illustrer l'idée de cette première méthode par la figure 1 ci-dessous. Dans le modèle Probit bivarié et le modèle Probit simple, nous comparons respectivement les indices de Gini et de FGT issus de  $\hat{y}_{10,i}$  (à savoir le revenu obtenu dans le cas où le ménage ne participerait qu'à l'activité agricole) avec les indices calculés à partir du revenu total du ménage simulé dans deux échantillons différents,  $\hat{y}_i$  et  $\hat{y}_{1,i}$ . Nous examinons ainsi l'effet de la participation à l'activité non-agricole sur l'inégalité et la pauvreté.



**Figure 1 - Illustration de la méthode de simulation du revenu total**

Notons que dans la première méthode ci-dessus, nous comparons effectivement les statistiques tels que l'indice de Gini et ceux de FGT, issues de la partie observable du revenu, c'est-à-dire celles qui sont expliquées par les variables exogènes. Néanmoins, la partie inobservable, à savoir le résidu, pourrait également jouer sur les statistiques. Pour cette raison, nous adoptons une méthode alternative : la simulation du résidu.

Pour les ménages qui participent uniquement à l'activité agricole ( $P_{1i}^* = 1$  et  $P_{2i}^* = 0$ ), leur revenu total peut être exprimé par :

$$y_{10,i} = \hat{y}_{10,i} + \mathbf{m}_i \tag{8}$$

où  $r$  est un nombre aléatoire entre  $[0,1)$ .  $\Phi^{-1}$  est l'inverse de la fonction de la probabilité cumulative d'une loi normale.  $\hat{\mathbf{m}}_{10,i}$  suit ainsi une loi normale de paramètres  $(0, \mathbf{s}_0^2)$ . Nous définissons le revenu obtenu dans le cas où le ménage participerait uniquement à l'activité agricole par :

$$\log y'_{10,i} = \begin{cases} \log y_{10,i} & \text{si } P_{1i}^* = 1 \text{ et } P_{2i}^* = 0 \\ \log \hat{y}_{10,i} + \hat{\mathbf{m}}_{10,i} & \text{sinon} \end{cases} \tag{9}$$

Finalement, nous comparons les indices de Gini et de FGT de  $y'_{10,i}$  avec ceux du revenu total observé,  $y_i$ . Cette méthode peut être illustrée par le figure 2 ci-dessous.

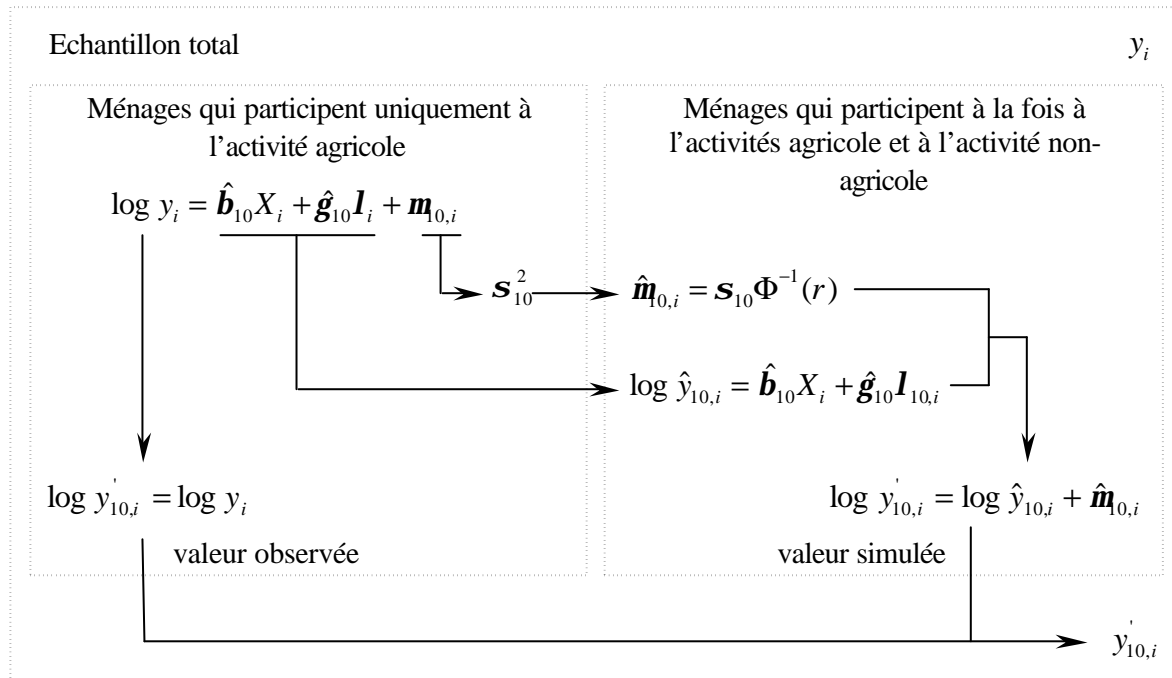


Figure 2 - Illustration de la méthode de simulation du résidu

### 3 Données

Les données sur lesquelles s'appuient nos recherches proviennent de l'enquête : « La réinstallation des personnes touchées par la construction de l'Autoroute Nationale *Beijing-Zhuhai* » (*Resettlement of National Highway Project III in Hubei Province*)<sup>6</sup>. L'enquête a été réalisée en janvier et en février 1996 (avant le commencement des travaux). Toutes les unités (ménages, fermes collectives, infrastructures publiques, institutions, entreprises, etc.) influencées par la ceinture entre les « lignes rouges » du projet de construction (la zone entre deux limites distantes de 60 mètres de l'axe central de l'autoroute) ont été recensées. L'enquête a ainsi enregistré au total les informations de 8 088 unités, y compris 7 340 ménages qui constituent notre échantillon d'intérêt, répartis sur une ceinture de 235 kilomètres, entre 167 villages de 36 bourgs/communes rurales de 6 cantons de la province du *Hubei*. La suppression des informations incomplètes conduit à un échantillon de 7 320 observations.

<sup>6</sup> L'Autoroute Nationale *Beijing-Zhuhai* est un projet de construction financé partiellement par la Banque Mondiale. Selon les conditions requises du prêt de la Banque Mondiale, la réinstallation des personnes touchées par la construction (*Project Affected Persons, PAPs*) doit être surveillée et évaluée postérieurement, afin d'indemniser les pertes des *PAPs* ou des institutions, de maintenir et d'améliorer le niveau de vie des *PAPs* et d'assurer des incidences positives du prêt sur la société. Un recensement des *PAPs* a été ainsi effectué avant le commencement des travaux. Le questionnaire comprend 8 parties : *A.* les informations du ménage touché, *B.* les opinions des *PAPs*, *C.* les informations du village concerné, *D.* les terres requises, *E.* les bâtiments démolis, *F.* les fils électriques de transmission et les équipements en télécommunication, *G.* les informations de l'entreprise ou de l'institution touchée, et *H.* les informations des personnes aidées par le gouvernement (les groupes fragiles). Nous utilisons ici la partie *A* du questionnaire.

Nous utilisons ici les informations de la première partie du questionnaire, qui contient les caractéristiques individuelles de chaque membre ainsi que le patrimoine, les divers revenus et les diverses dépenses de l'année précédente (1995) du ménage.

Le revenu des ménages se divise en quatre catégories selon la source : (i) le revenu de l'exploitation agricole, comprenant tous les revenus en monnaie ou en nature tirés de l'agriculture, de la sylviculture, de l'élevage, de la pêche, etc., (ii) le revenu de l'exploitation non-agricole, comprenant tous les revenus tirés de l'industrie, de la construction, du transport, du commerce, etc., (iii) la rémunération des travailleurs, comprenant les revenus des salariés formels ou informels, et (iv) les revenus tirés des activités non-productives, par exemple les pensions, les transferts, les revenus financiers, etc. Nous considérons alors (ii) et (iii) comme les revenus non-agricoles du ménage. Parmi les 7 320 ménages de l'échantillon, 1 952 perçoivent seulement un revenu agricole, 264 un revenu non-agricole, 5 076 disposent des deux et 28 ne disposent ni de l'un, ni de l'autre.

La décision des ménages concernant la forme et l'étendue de leur participation à l'activité non-agricole rurale dépend de deux facteurs principaux : d'une part, la motivation liée à certains facteurs tels que la rentabilité relative et le risque de la production agricole, et d'autre part, la capacité à participer à l'activité non-agricole rurale, déterminée par l'éducation, le revenu et le niveau de richesse du ménage, l'accès au crédit, etc. (FAO, 1998 : p. 285). En supposant que ces deux facteurs soient déterminés à la fois par (i) la dotation intrinsèque du ménage représentée essentiellement par l'accumulation du capital physique et du capital humain et (ii) l'environnement externe, nous introduisons les variables explicatives suivantes dans l'estimation des équations de participations et de revenus.

**Le nombre de travailleurs du ménage.** Nous définissons ici les membres de 15 ans ou plus qui sont employés au moment de l'enquête comme des travailleurs. Nous supposons que cette variable joue positivement sur la participation à l'activité non-agricole rurale et le revenu.

**Le nombre moyen d'années de scolarisation des membres de 15 ans ou plus du ménage.** En utilisant des variables muettes, nous définissons quatre niveaux d'instruction en fonction du nombre d'années passées à l'école par les différents membres de 15 ans ou plus de la famille : de 0 à 3 années, de 4 à 6 années, de 7 à 9 années et plus de 9 années, afin de capturer l'effet de seuil.

**La surface de terre du ménage.** Pour un ménage rural, la terre est le principal capital physique. La pénurie de terre pourrait inciter les agriculteurs à participer à l'activité non-agricole rurale. Pourtant, étant le patrimoine le plus important, la quantité de terre peut représenter dans une certaine mesure la richesse initiale du ménage. Si la participation à l'activité non-agricole est coûteuse ou initialement risquée, les ménages riches en terre se trouvent dans une position favorable. Ils ont une capacité plus forte à surmonter la barrière à l'entrée. Nous introduisons ici la surface de terre et son terme quadratique afin de détecter s'il existe une relation non-linéaire entre la terre et les variables dépendantes.

**Le nombre de personnes à charge (6 ans ou plus).** Selon certains chercheurs (ZHAO, 1999 : p. 284), l'existence de personnes à charge au sein du ménage contribue à protéger le droit d'utilisation de la terre en fournissant une quantité minimum de travail agricole et ainsi facilite la sortie des travailleurs. Nous introduisons ici le nombre des personnes à charge, comprenant les membres du ménage qui ne sont pas employés au moment de l'enquête (selon leur propre déclaration). Les enfants de 5 ans ou moins sont exclus, car ils ne fournissent aucun travail.

**La distance du ménage à la capitale du canton.** Nous pouvons mesurer exactement la distance de chaque ménage au centre urbain, à savoir la capitale du canton dans lequel se situe le ménage, en termes de kilomètres d'autoroute.

Le tableau 1 présente la valeur moyenne des variables retenues. Nous constatons que la participation à l'activité non-agricole améliore significativement le revenu total du ménage. La moyenne du revenu des ménages ayant participé aux activités non-agricoles (14 204 *yuans* et 13 467 *yuans*) est plus élevée que celle des ménages qui participent uniquement à l'activité agricole (9 584 *yuans*)<sup>7</sup>. Toutefois, l'agriculture est encore la principale source de revenu des ménages à la campagne. La moyenne du revenu agricole des ménages (7 297 *yuans*) est beaucoup plus élevée que celle des revenus non-agricoles (2 625 *yuans* et 2 018 *yuans*). Lorsque nous calculons le revenu moyen des ménages ayant eu une activité non-agricole, la moyenne du revenu tiré des activités indépendantes non-agricole et celle de la rémunération issue des activités salariées ne sont respectivement que de 5 445 *yuans* et de 5 963 *yuans*.

Le taux de participation à la production agricole est très élevé (96.0%). Comme la plupart des agriculteurs ne possèdent pas de sécurité sociale et que le revenu non-agricole est moins stable que le revenu agricole, les agriculteurs gardent souvent des parcelles de terre et les exploitent en compensation de l'absence de couverture sociale.

En ce qui concerne les caractéristiques du ménage, le nombre moyen de travailleurs est de 2.87 par ménage. Grâce à la politique de planning familial, la taille des ménages ruraux s'est fortement réduite. D'après notre enquête, en moyenne, le ménage est composé de 2.23 générations. Seulement 28.2% des ménages se composent de trois générations ou plus. La taille moyenne du ménage est de 4.68 personnes. Le nombre moyen d'années de scolarisation est de 6.83, équivalant au niveau du collègue. La moyenne de la superficie totale des terres du ménage est de 9.52 *mus*, et la quantité par tête n'est que de 2.04 *mus*, c'est-à-dire 0.136 hectares : la terre est une ressource peu abondante dans la campagne chinoise.

---

<sup>7</sup> Selon le taux de change en 1995, un US dollar correspond à 8.35 *yuans*.

**Tableau 1 – Description des statistiques de l'échantillon**

	Moyenne
Revenu du ménage de l'année 1995 (en <i>yuan</i> )	
Revenu total	
Tous les ménages (7320 ménages)	12430
Participent seulement à l'activité agricole (1952 ménages)	9584
Participent seulement à l'activité non-agricole (264 ménages)	14204
Participent à la fois aux deux activités (5076 ménages)	13467
Ne participent ni à l'une ni à l'autre (28 ménages)	6289
Revenu d'exploitation agricole (7320 ménages)	7297
Revenu non-agricole (7320 ménages)	4643
Revenu des activités indépendantes (7320 ménages)	2625
Revenu des activités salariées (7320 ménages)	2018
Autres revenus (7320 ménages)	490
Taux de participation <sup>a</sup> (%)	
Activité agricole	96.0
Activité non-agricole	73.0
Activité indépendante	48.2
Activité salariée	33.8
Caractéristiques de ménage	
Nombre de travailleurs	2.87
Nombre moyen d'années de scolarisation (années)	6.83
Niveau moyen de scolarité du ménage <sup>a</sup> (%)	
0-3 années	10.4
4-6 années	35.9
7-9 années	46.7
10 années ou plus	7.0
Surface de la terre du ménage ( <i>mu</i> <sup>b</sup> )	9.52
Nombre de personnes à charge (6 ans ou plus)	1.43
Distance du ménage au centre urbain (kilomètre)	12.54

Notes : (a) Variable muette. (b) Un *mu* est égal à 1/15 hectare.

## 4 Résultats et commentaires

Les résultats de notre analyse sont présentés en deux parties : d'abord, les résultats de la décomposition de l'indice de Gini ; puis ceux des simulations des revenus.

### 4.1 Revenu non-agricole et inégalité : transfert exogène de revenus

La décomposition de l'inégalité de revenu est présentée dans le tableau 2. La première colonne présente la part de chaque source de revenu dans le revenu total. Le revenu agricole constitue la source principale (58.7%). La contribution du revenu non-agricole est également significative (37.4%). La part des autres revenus est peu importante. Nous pouvons remarquer que la distribution du revenu total comprenant le revenu non-agricole entraîne un coefficient de Gini de 0.424. Par contre, le revenu agricole entraîne un coefficient de Gini de 0.474. Cela signifie que la distribution du revenu en l'absence du revenu non-agricole est plus inégale de 10.6% que celle du revenu total. Autrement dit, le revenu non-agricole réduit l'inégalité. La distribution du revenu non-agricole est plus inégale que celle du revenu agricole. Cela peut en partie s'expliquer par le taux de participation à l'activité agricole (96.0%), qui est plus élevé que celui à l'activité non-agricole (73.0%). Parmi les activités non-agricoles, l'activité

indépendante a un taux de participation (48.2%) plus élevé que l'activité salariée (33.8%), et le coefficient de Gini de la première (0.83) est plus important que celui de la dernière (0.79). Cela implique que l'inégalité de revenu tiré de l'exploitation non-agricole du ménage est plus importante que celle de la rémunération des salariés.

**Tableau 2 - Décomposition de l'indice de Gini**

Source de revenu	Part dans le revenu total (%)	Coefficient de Gini	Corrélation de Gini	Contribution à l'inégalité (%)	Effet d'une augmentation de 1% d'une source donnée sur	
					l'inégalité (%)	le bien-être (%)
Revenu total	100.0	0.424	1.00	100.0	-	-
Revenu agricole	58.7	0.474	0.79	51.8	-0.07	0.64
Revenu non-agricole	37.4	0.662	0.76	44.5	0.07	0.32
Activité indépendante	21.2	0.792	0.67	26.5	0.05	0.17
Activité salariée	16.2	0.833	0.56	17.9	0.02	0.15
Autres revenus	3.9	0.919	0.44	3.8	... <sup>a</sup>	0.04

Note : (a) « ... » signifie que la valeur absolue est inférieure à 0.01.

Etant donné le coefficient de Gini élevé du revenu non-agricole et celui plus faible du revenu total, nous pouvons imaginer qualitativement que les revenus agricole et non-agricole sont dans une certaine mesure substitués.

La troisième colonne présente la corrélation de Gini entre chaque catégorie de revenu et le revenu total. Nous pouvons observer que la corrélation entre le revenu agricole et le revenu total d'une part et celle entre le revenu non-agricole et le revenu total d'autre part sont relativement proches. Pourtant, celle des revenus tirés des activités non-productives (autres revenus) est beaucoup plus basse.

L'effet d'une augmentation de 1% d'une source donnée sur le coefficient de Gini dépend de la position des receveurs de cette source dans l'échelle de revenu, de la part de cette source dans le revenu total et de la distribution de cette source (STARK, 1991 : p. 268). Ainsi, bien que le revenu agricole occupe une part importante dans le revenu total (58.7%), et bien que la corrélation entre les deux soit élevée, sa contribution à l'inégalité totale n'occupe que 51.8% du total en raison de son coefficient de Gini relativement modéré. Une augmentation du revenu agricole entraînerait une réduction de 0.07% du coefficient de Gini. En revanche, le revenu non-agricole contribue plus à l'inégalité totale (44.5%) que le revenu total (33.4%), ce qui conduit à une élasticité positive. La contribution du revenu non-productif n'occupe que 3.94% dans le revenu total et sa corrélation de Gini est relativement faible (0.44). Ces deux facteurs conduisent à une contribution peu importante (3.8%).

Voyons maintenant le changement de bien-être correspondant à une augmentation de 1% d'une source donnée. La variation de bien-être la plus élevée correspond à la variation du revenu agricole. Un accroissement de 1% de ce dernier entraîne une élévation de 0.64% de bien-être. Toutefois, l'effet du revenu non-agricole est également important puisqu'une augmentation de 1% de ce dernier induit une amélioration de 0.32% du bien-être. Or, le rôle des autres revenus est peu important. Ainsi, notre analyse souligne que l'amélioration de bien-être résulte, en premier lieu, de l'augmentation du revenu agricole. Pourtant, l'élévation du revenu non-agricole a un impact substantiel sur le bien-être des ménages ruraux.

#### 4.2 Revenu non-agricole, inégalité et pauvreté : substitut potentiel de revenus

Nous estimons d'abord les équations de participation et de revenu, ce qui nous permet, d'une part de spécifier les déterminants de la participation aux diverses activités et des revenus, et d'autre part de simuler le revenu dans le cas où le ménage participerait

uniquement à l'activité agricole. Ensuite, nous comparons les indices de Gini et de FGT issus des diverses simulations.

#### 4.2.1 Estimations des équations de participation et de revenu

Le tableau 3 présente les résultats de l'estimation, par la méthode Probit bivarié, des deux équations de participation ((6) et (7) dans la section 3.3.1) relatives respectivement à la participation à l'activité agricole et à l'activité non-agricole. Nous observons d'abord que le nombre de travailleurs du ménage joue positivement sur la participation aux deux activités. Bien que le *HRS* n'ait pas beaucoup amélioré les techniques de production agricole, il a révélé le problème de la main d'œuvre excédentaire agricole dans les zones rurales. Sous la contrainte d'une quantité très limitée de terre cultivable, le nombre important de travailleurs excédentaires réduit largement le revenu rural par tête, ce qui conduit à une forte propension à sortir de l'agriculture. Toutes choses égales par ailleurs, lorsqu'un ménage dispose de nombreux travailleurs, le coût d'opportunité tend à se réduire.

**Tableau 3 – Estimation de l'équation de participation : activité agricole et activité non-agricole**

Variable	Activité agricole (Régression 1) <sup>a</sup>		Activité non-agricole (Régression 1) <sup>a</sup>	
Nombre de travailleurs	0.259**	(8.33)	0.163**	(11.77)
Nombre moyen d'années de scolarisation				
4-6 ans	0.159	(1.54)	0.404**	(7.47)
7-9 ans	-0.014	(-0.15)	0.575**	(10.99)
10 ans ou plus	-0.321**	(-2.76)	0.812**	(10.08)
Surface de terre du ménage	0.101**	(10.20)	-0.054**	(-10.25)
Surface de terre du ménage au carré (/1000)	-0.185**	(-8.32)	0.079**	(6.38)
Nombre de personnes à charge (6 ans ou plus)	0.054*	(2.26)	0.080**	(6.07)
Distance du ménage au centre urbain	0.015**	(3.52)	-0.009**	(-3.77)
Constante	0.302*	(2.51)	0.086	(1.24)
<b>r</b>			-0.361**	(-7.97)
Maximum du log de vraisemblance			-5062.173	
Nombre d'observations			7320	

Note : (a) Les *t* de *student* sont indiqués entre parenthèses. \*\* résultat significatif au seuil 0.01 ; \* résultat significatif au seuil 0.05.

Il ressort ensuite de ces estimations une association positive entre le nombre moyen d'années de scolarisation et la participation à l'activité non-agricole. Cela peut s'expliquer par deux facteurs. Tout d'abord en termes de motivation, le rendement de l'éducation est généralement plus important dans l'activité non-agricole que dans l'agriculture traditionnelle, incitant les travailleurs plus éduqués à participer à l'activité non-agricole. Ensuite en termes de capacité, la meilleure compétence des membres des ménages plus éduqués facilite leur participation à l'activité non-agricole rurale qui exige souvent une certaine connaissance en technologie et en gestion. D'ailleurs, un niveau d'éducation plus élevé signifie souvent une productivité supérieure qui garantit un revenu plus élevé, favorisant finalement la capacité du ménage à surmonter la contrainte budgétaire liée à la participation à l'activité non-agricole rurale. Néanmoins, les ménages ont tendance à se détourner des activités agricoles lorsque leur niveau d'instruction atteint un niveau élevé (10 ans ou plus).

En ce qui concerne les terres que possède le ménage, il existe une divergence entre les deux activités. Nos résultats confirment les résultats de certaines autres recherches (FAO, 1998 : pp. 321-322) : il existe une relation quadratique en forme de U entre la superficie des terres du ménage et la participation à la production non-agricole. D'une part, les ménages qui manquent de terre ont une incitation plus forte à participer à l'activité non-agricole rurale à



cause de l'excès de main-d'œuvre. D'autre part, les ménages possédant une relativement grande quantité de terre ont une capacité plus importante à surmonter les barrières à l'entrée. Les incitations ne sont pas les mêmes dans chacun des deux cas. En revanche, nous trouvons une relation en cloche entre la surface de terre du ménage et la participation à l'activité agricole. Etant donné que l'écart entre les prix des produits industriels et ceux des produits agricoles entraîne un rendement de la production agricole relativement plus faible que celui de la production non-agricole, les ménages possédant beaucoup de terre se tournent plutôt vers les activités non-agricoles plus rentables que vers la production agricole.

La participation à la production non-agricole est significativement et négativement associée à la distance du ménage au centre urbain, à savoir le siège du gouvernement du canton. Dans la hiérarchie des autorités en Chine, le canton est une unité administrative élémentaire et relativement indépendante. Pour les agriculteurs, la capitale du canton est le centre urbain le plus proche. « Aller en ville » ou « aller à la foire » signifie « se rendre à la capitale du canton »! Cette capitale est souvent le lieu où se trouve le marché le plus important et où se regroupent la plupart des *TVEs*, qui facilitent la participation à l'activité non-agricole rurale en augmentant la rentabilité et réduisant les coûts. Cette distance peut, dans une certaine mesure, traduire les conditions d'infrastructure devant lesquelles se trouve le ménage. Inversement, nous constatons une relation positive entre cette distance et la participation à l'activité agricole rurale.

Ayant estimé les équations de participation par le modèle Probit bivarié, nous pouvons estimer les équations de revenu dans les diverses situations en corrigeant le biais de sélection potentiel. Le tableau 4 présente les résultats.

**Tableau 4 - Estimation de l'équation du revenu selon les diverses participations**

	Activité agricole (Régression 2) <sup>a</sup>		Activité non- agricole (Régression 3) <sup>a</sup>		Activité agricole et activité non- agricole (Régression 4) <sup>a</sup>		Ni l'activité agricole ni l'activité non- agricole (Régression 5) <sup>a</sup>	
Nombre de travailleurs	-0.042	(-1.85)	0.152**	(2.26)	0.020	(1.65)	0.998	(2.00)
Nombre moyen d'années de scolarisation								
4-6 ans	-0.290**	(-3.52)	0.733**	(3.17)	-0.175**	(-3.60)	-3.115	(-1.74)
7-9 ans	-0.324**	(-3.24)	0.982**	(4.76)	-0.138**	(-2.59)	-0.223	(-0.19)
10 ans ou plus	-0.500**	(-3.30)	1.153**	(4.24)	-0.088	(-1.33)	-1.540	(-1.53)
Surface de terre du ménage	0.123**	(13.50)	-0.034	(1.20)	0.067**	(18.54)	0.405	(1.63)
Surface de terre du ménage au carré (/1000)	-0.173**	(-10.71)	0.122	(1.66)	-0.093**	(-12.30)	-1.092	(-0.77)
Probabilité de participer simulée	-4.047**	(-9.77)	-1.660	(-1.05)	1.964**	(9.25)	15.641	(0.55)
Constante	9.431**	(49.76)	8.041**	(23.09)	7.441**	(68.89)	4.833*	(2.17)
$R^2$	0.228		0.174		0.166		0.455	
Nombre d'observations	1952		264		5076		28	

Note : (a) Les *t* de *student* sont indiqués entre parenthèses. \*\* résultat significatif au seuil 0.01 ; \* résultat significatif au seuil 0.05.

Il ressort des résultats deux conclusions essentielles : (i) un effet positif d'une variable sur la participation à une activité non-agricole donnée renforce un effet positif du revenu, ce qui peut générer des rendements importants. Les exemples les plus frappants concernent l'effet du nombre de travailleurs et de l'éducation. (ii) Une variable n'influe qu'indirectement sur le revenu non-agricole anticipé, via la participation. La taille de la terre du ménage s'inscrit dans ce cas. Il est logique que la possession de terre influence l'attribution de la main-d'œuvre du ménage, y compris la participation à l'activité non-agricole rurale, mais

qu'elle ne joue pas significativement sur le rendement de ces activités, qui ne dépend pas de l'input de terre.

Voyons maintenant l'estimation du modèle Probit simple. Nous travaillons cette fois-ci avec un sous-échantillon comprenant seulement les ménages qui ont un revenu agricole. Nous divisons ce sous-échantillon en deux groupes selon la participation à l'activité non-agricole et estimons simultanément l'équation de participation et l'équation de revenu par la méthode d'Heckman en deux étapes. Le tableau 5 présente les résultats.

**Tableau 5 - Estimation de l'équation de participation et de revenu dans le cas où le ménage participerait uniquement à l'activité agricole**

	Ne participe pas à l'activité non-agricole (Régression 6) <sup>a</sup>	
Equation de sélection		
Nombre de travailleurs	-0.170**	(-12.04)
Nombre moyen d'années de scolarisation		
4-6 ans	-0.388**	(-7.03)
7-9 ans	-0.553**	(-10.30)
10 ans ou plus	-0.804**	(-9.60)
Surface de terre du ménage	0.050**	(9.30)
Surface de terre du ménage au carré (/1000)	-0.071**	(-5.63)
Nombre de personnes à charge (6 ans ou plus)	-0.084**	(-6.26)
Distance du ménage au centre urbain	0.008**	(3.36)
Constante	-0.021	(-0.29)
Equation de revenu		
Nombre de travailleurs	-0.073	(-1.57)
Nombre moyen d'années de scolarisation		
4-6 ans	-0.209	(-1.42)
7-9 ans	-0.245	(-1.38)
10 ans ou plus	-0.489	(-1.76)
Surface de terre du ménage	0.114**	(7.08)
Surface de terre du ménage au carré (/1000)	-0.156**	(-5.31)
Ratio de Mills inversé	1.896**	(5.18)
Constante	6.091**	(18.37)
Nombre d'observations	7028	
Nombre d'observations censurées	5076	

Note : (a) Les *t* de *student* sont indiqués entre parenthèses. \*\* résultat significatif au seuil 0.01 ; \* résultat significatif au seuil 0.05.

En terme de participation à l'activité non-agricole, nous retrouvons ici presque les mêmes résultats que nous avons obtenus dans l'estimation du modèle Probit bivarié (voir tableau 3)<sup>8</sup>. Dans les équations de revenu, l'éducation perd son effet significatif ; mais la surface de terre du ménage est très importante, surtout pour le revenu des ménages qui participent uniquement à l'activité agricole.

L'effet positif du ratio de Mills inversé indique qu'une sélection positive des ménages s'opère pour la spécialisation dans l'activité agricole ; c'est-à-dire que, plus les ménages ont

<sup>8</sup> Remarquons que la variable dépendante binaire de l'équation de participation prend la valeur 1 si le ménage n'a pas de revenu non-agricole et 0 sinon, ce qui est opposé du modèle de Probit bivarié. Nous trouvons ainsi des signes opposés pour les variables explicatives dans les deux équations de participation.

une probabilité forte *ex ante* de participer uniquement aux activités agricoles, plus le revenu anticipé tiré de ces activités est important.

Nous utilisons la régression 2 et l'équation de revenu de la régression 6 pour simuler le revenu du ménage dans le cas où celui-ci participerait seulement à l'activité agricole.

#### 4.2.2 Effet du revenu non-agricole sur l'inégalité et la pauvreté

Les simulations des revenus du ménage nous permettent de calculer le coefficient de Gini dans les divers cas. Le tableau 6 présente les résultats. Comme nous travaillons avec deux échantillons différents dans les deux estimations, les résultats ne sont donc pas tout à fait comparables. Toutefois, nous pouvons examiner séparément l'effet de la participation à l'activité non-agricole sur la distribution du revenu dans deux échantillons.

**Tableau 6 – Comparaison de l'indice de Gini issu des diverses simulations**

	Simulation du revenu total		Simulation du résidu	
	Probit bivarié	Probit simple	Probit bivarié	Probit simple
Revenu total	0.176	0.171	0.424	0.417
Revenu total simulé dans le cas où le ménage participerait uniquement à l'activité agricole	0.209	0.204	0.448	0.441
Nombre d'observations	7320	7028	7320	7028

Les deux simulations donnent des résultats similaires : le coefficient de Gini dans le cas où le ménage participerait seulement à l'activité agricole est plus élevé que dans le cas où le revenu non-agricole serait inclus. Cela confirme le résultat que nous avons trouvé dans la décomposition du coefficient de Gini : la participation à l'activité non-agricole réduit l'inégalité de revenu. Notons que les indices de Gini sont plus faible dans la simulation du revenu total que dans celle du résidu. C'est peut-être parce que la première sorte de simulation *lisse* la distribution de revenu, ce qui réduit la variation de revenu entre les ménages. D'après la méthode de simulation du revenu total, le coefficient connaîtrait une baisse à peu près de 16% si nous prenions en compte le revenu non-agricole. L'amplitude cette réduction est plus modérée selon la méthode de simulation du résidu, soit 5.4%.

L'appréciation de l'effet du revenu non-agricole sur la pauvreté suppose au préalable la détermination du seuil de pauvreté. Nous reprenons la définition des annuaires de statistiques chinois, qui considère les ménages se situant dans les deux premiers déciles de l'échelle de revenu annuel par tête comme ayant des revenus bas. La ligne de pauvreté est ainsi fixée à 1 200 yuans, de telle sorte que 20% des ménages (en termes de revenu annuel par tête du ménage) de notre échantillon se situent en dessous de cette limite.

Le tableau 7 présente les indicateurs issus des diverses simulations pour l'ensemble des ménages. La partie *A* affiche la moyenne du revenu total et celle du revenu par tête, ainsi que les indicateurs d'incidence, de profondeur et d'irrégularité – FGT, et les erreurs types asymptotiques – correspondant à la situation actuelle, c'est-à-dire lorsque certains ménages participent à l'activité non-agricole. La partie *B* simule la pauvreté des ménages en l'absence d'activité non-agricole. Les taux de variation de la partie *C* sont calculés par rapport à la situation initiale et indiquent l'effet de la participation à l'activité non-agricole. Par ailleurs, la statistique *h*, apparaissant dans la partie *D*, permet de tester si les différences observées sont significatives, un signe négatif s'assimilant à une réduction de la pauvreté inhérente à la participation à l'activité non-agricole.

**Tableau 7 – Comparaison des indices de FGT issus des diverses simulations**

	Simulation du revenu total		Simulation du résidu	
	Probit bivarié	Probit simple	Probit bivarié	Probit simple
<b>A – Revenu total</b>				
Moyenne du revenu total ( <i> yuan </i> )	9 487	9 561	12 430	12 388
Moyenne du revenu par tête ( <i> yuan </i> )	2 201	2 194	2 813	2 783
Indice de FGT (%) <sup>a</sup>				
$P_0$ - incidence de la pauvreté	5.4 (0.26)	5.1 (0.26)	21.3 (0.48)	21.2 (0.49)
$P_1$ - profondeur de la pauvreté	0.8 (0.05)	0.7 (0.05)	6.2 (0.18)	6.1 (0.18)
$P_2$ - irrégularité de la pauvreté	0.2 (0.02)	0.2 (0.02)	2.8 (0.11)	2.7 (0.11)
<b>B – Revenu total simulé dans le cas où le ménage participerait uniquement à l'activité agricole</b>				
Moyenne du revenu total ( <i> yuan </i> )	7 373	7 501	9 772	9 870
Moyenne du revenu par tête ( <i> yuan </i> )	1 662	1 663	2 185	2 185
Indice de FGT (%) <sup>a</sup>				
$P_0$ - incidence de la pauvreté	19.8 (0.47)	16.6 (0.44)	37.0 (0.56)	36.3 (0.57)
$P_1$ - profondeur de la pauvreté	2.9 (0.09)	2.4 (0.08)	13.8 (0.26)	13.7 (0.27)
$P_2$ - irrégularité de la pauvreté	0.7 (0.03)	0.6 (0.03)	7.0 (0.17)	6.9 (0.17)
<b>C – Taux de variation A/B-%</b>				
Moyenne du revenu total	28.7	27.5	27.2	25.5
Moyenne du revenu par tête	32.4	31.9	28.7	27.4
Indice de FGT				
$P_0$ - incidence de la pauvreté	-72.5	-69.5	-42.5	-41.5
$P_1$ - profondeur de la pauvreté	-71.4	-69.1	-55.4	-55.5
$P_2$ - irrégularité de la pauvreté	-70.2	-70.0	-60.2	-61.1
<b>D – <math>h</math> <sup>b</sup></b>				
$P_0$ - incidence de la pauvreté	-26.8*	-22.4*	-21.3*	-20.0*
$P_1$ - profondeur de la pauvreté	-20.2*	-17.1*	-24.0*	-23.4*
$P_2$ - irrégularité de la pauvreté	-14.3*	-12.5*	-20.8*	-20.9*
Nombre d'observations	7302	7028	7320	7028

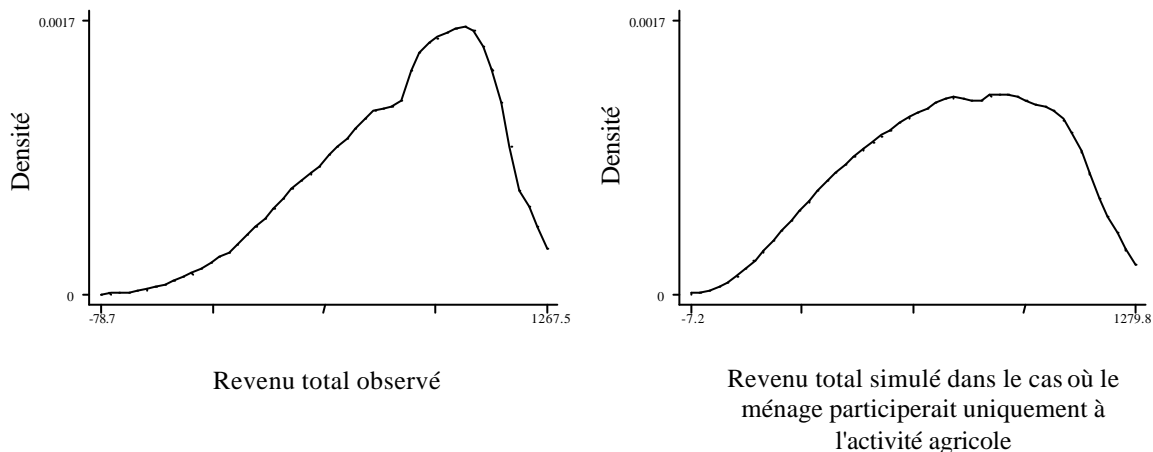
Notes : (a) Les erreurs types sont indiqués entre parenthèses (KAKWANI, 1990). (b) La statistique  $h$  teste l'hypothèse nulle de non significativité des différences de pauvreté. \* signifie que les écarts de pauvreté sont significatifs au seuil 0.01.

Nous observons que la participation à l'activité non-agricole entraîne une augmentation du niveau de vie d'environ 30%, tant en termes de revenu total qu'en termes de revenu par tête. En ce qui concerne les indices de pauvreté, l'ensemble des taux de variation ont des signes négatifs et leurs tests statistiques sont significatifs : la participation à l'activité non-agricole réduit largement la pauvreté rurale.

Similairement au tableau 6 ci-dessus, les indices de FGT sont plus faibles dans la simulation du revenu total que dans la simulation du résidu. Toutefois, l'effet du revenu non-agricole sur la réduction de la pauvreté est plus important dans la première simulation. Si nous nous concentrons sur la simulation du résidu, nous constatons une augmentation graduelle de

l'amplitude de réduction entre les trois indices,  $P_0$ ,  $P_1$  et  $P_2$ . Le revenu non-agricole réduit l'incidence de pauvreté ( $P_0$ ) des ménages de 15 points de pourcentage, soit une baisse d'environ 42% du ratio de pauvreté. Par contre, la diminution de la profondeur de la pauvreté s'avère plus importante. L'indice  $P_1$  passe respectivement de 13.8% et 13.7% à 6.2% et 6.1% si les ménages participent à l'activité non-agricole selon les deux modèles, soit une baisse de 55%. Ces résultats semblent suggérer que la participation à l'activité non-agricole réduit largement les écarts de revenu entre les pauvres. La sévérité de la pauvreté ( $P_2$ ), qui accorde plus de poids aux plus pauvres parmi les pauvres, enregistre des baisses plus fortes (environ 60%), témoignant d'une amélioration du bien-être plus prononcée pour les plus démunis. Autrement dit, ce sont les ménages les plus pauvres qui bénéficient le plus de la diminution de la pauvreté résultant de la participation à l'activité non-agricole.

A l'aide des estimateurs de la densité Kernel,<sup>9</sup> nous illustrons la distribution des revenus par tête des ménages pauvres dans les graphiques ci-dessous. Les deux courbes représentent respectivement les estimateurs de la densité Kernel du revenu total par tête observé, à savoir le revenu en présence de la partie non-agricole, et ceux du revenu total par tête simulé en l'absence du revenu non-agricole (simulation du résidu, modèle Probit simple). Nous observons que la distribution des premiers se déplace vers la limite supérieure - la ligne de pauvreté (1 200 *yuans*). Quant à celle des derniers, elle s'approche davantage à une distribution normale, c'est-à-dire qu'elle se répartit plus uniformément. En conséquence, le revenu non-agricole améliore le niveau de vie des ménages les plus démunis et réduit ainsi leur poids dans l'ensemble des pauvres.



### Distribution des estimateurs de la densité Kernel

<sup>9</sup> L'estimateur de la densité Kernel d'une série  $\{X_i\}$  au point  $x$  est défini par

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{x - X_i}{h}\right), \text{ où } N \text{ représente le nombre d'observations, } h \text{ le paramètre de lissage et}$$

$K$  la fonction Kernel dont l'intégral est égal à l'unité (StataCorp., 1997: pp. 293-294).

## 5 Conclusion

Depuis la mise en place des réformes économiques, le secteur non-agricole rural a connu un développement rapide, transformant la campagne chinoise. Bien que le revenu agricole soit encore la source principale du revenu des ménages ruraux, le revenu non-agricole occupe une place de plus en plus significative dans le revenu total. Notre étude montre que 73% des ménages ont une source de revenu émanant de l'activité non-agricole, et que cette dernière représente en moyenne près de 40% des ressources de l'ensemble des ménages. Le développement du secteur non-agricole rural améliore significativement le revenu rural.

Une analyse préliminaire, fondée sur la décomposition des sources de revenus montre que, dans l'ensemble, le revenu non-agricole – considéré comme exogène – tend à avoir un effet égalitaire sur les gains en zones rurales chinoises. Ce résultat est à l'opposé de ceux de la plupart des autres études. Dans la mesure où les participations aux diverses activités interagissent entre elles, il semble plus opportun d'examiner l'impact du revenu non-agricole relativement à l'inégalité et à la pauvreté en considérant ce revenu comme un substitut potentiel au revenu agricole. A cet égard, l'analyse économétrique, simulant le niveau de vie qu'auraient les ménages en l'absence d'activité non-agricole, confirme d'une part les résultats issus de la décomposition des sources de revenus, et d'autre part, souligne que la participation à l'activité non-agricole rurale atténue sensiblement la pauvreté rurale. Nos résultats indiquent que l'impact du revenu non-agricole est de réduire l'incidence de la pauvreté des ménages ruraux de 15 points de pourcentage. L'effet est encore plus important pour la profondeur et la sévérité de la pauvreté, ce qui suggère que non-seulement la participation à l'activité non-agricole réduit les écarts de revenu entre les ménages pauvres, mais améliore également le revenu des ménages les plus pauvres.

En réalité, dans les zones rurales chinoises, à la suite de la mise en place du *HRS*, l'unité budgétaire de base est le ménage et la terre est allouée en fonction de la taille de celui-ci. Comme le ménage rural ne dispose que du droit d'utilisation de la terre mais pas de celui de vente, il n'existe pas de marché de la terre. Le revenu agricole du ménage est ainsi relativement fixe en raison de l'impossibilité d'accroître la taille de l'exploitation. De ce fait, l'activité non-agricole fournit aux ménages ruraux une issue à l'excédent de main-d'œuvre et une source de revenu supplémentaire qui peut améliorer le niveau de vie et réduire l'écart de revenu entre les ménages.

Le *HRS* a remporté l'adhésion des agriculteurs, et a ainsi augmenté la productivité agricole. Mais les défaillances de ce système ont commencé à apparaître au cours de ces dernières années. Par exemple, la division de la terre en petites parcelles freine fortement la modernisation de l'agriculture. Or, dans la mesure où peu d'améliorations peuvent être apportées aux techniques agricoles, la seule issue de ce secteur est de recourir à l'exploitation des économies d'échelle, en regroupant les parcelles et en les octroyant à des exploitants expérimentés. Par conséquent, les travailleurs agricoles excédentaires doivent être orientés vers des activités non-agricoles. Ainsi, le revenu non-agricole devrait jouer un rôle plus important dans la réduction de l'inégalité et de la pauvreté rurale.

Nous devons préciser que notre analyse est basée sur les données d'une enquête réalisée dans une province chinoise (province du *Hubei*). En raison de la grande dimension du pays et de la stratégie de développement non-équilibré (FAN, 1999 : p.956-957), il existe des disparités importantes entre les diverses provinces. Le rôle du revenu non-agricole dans l'inégalité rurale pourrait varier d'une province à l'autre (HUSSAIN et alii, 1994). Par ailleurs, il

serait intéressant d'étudier la différenciation de l'effet de l'activité non-agricole selon les divers sous-groupes des ménages.

Par ailleurs, notre analyse économétrique met en lumière l'effet des divers facteurs sur l'activité non-agricole rurale dans la région retenue. Premièrement, nos résultats révèlent que la participation aux diverses activités est toujours positivement liée au nombre des travailleurs du ménage. Deuxièmement, notre analyse confirme le rôle important de l'éducation dans la participation à l'activité non-agricole rurale. Troisièmement, nos résultats montrent que les ménages se situant près d'un centre urbain ont plus de chance de participer à l'activité non-agricole rurale. Enfin, la pénurie de terre forme sans doute une motivation importante pour sortir de l'agriculture. Néanmoins, les ménages relativement riches en terre ne se spécialisent pas forcément dans la production agricole.

## 6 Bibliographie

- ADAMS R.H.J. (1989), « Worker Remittances and Inequality in Rural Egypt », *Economic Development and Cultural Change* 38(1) : pp. 45-71.
- BANISTER J., TAYLOR J.R. (1990), « China : Surplus Labour and Migration », *Asia-Pacific Population Journal* 4(4) : pp. 3-20.
- BARHAM B., BOUCHER S. (1998), « Migration, remittances, and inequality : estimating the effects of migration on income distribution », *Journal of Development Economics* 55 : pp. 307-331.
- BHALLA A.S. (1990), « Rural-Urban Disparities in India and China », *World Development* 18(8) : pp. 1097-1110.
- BYRD W., LIN Q. (1994), *China's Rural Industry : Structure, Development, and Reform*, Oxford : Oxford University Press, 622 p.
- CHINN D.L. (1979), « Rural Poverty and the Structure of Farm Household Income in Developing Countries : Evidence from Taiwan », *Economic Development and Cultural Change* 27(2) : pp. 283-301.
- ELBERS C., LANJOUW P. (2001), « Intersectoral Transfert, Growth, and Inequality in Rural Ecuador », *World Development* 29(3), pp. 481-496.
- ESCOBAL J. (2001), « The Determinants of Nonfarm Income Diversification in Rural Peru », *World Development* 29(3), pp. 497-508.
- FAN C.C. (1999), « Migration in a Socialist Transitional Economy : Heterogeneity, Socioeconomic and Spatial Characteristics of Migrants in China and Guangdong », *International Migration Review* 33(4) : pp. 954-987.
- FAO (1998), *The state of food and agriculture 1998*, Rome : FAO, 357 p.
- FOSTER J., GREER J., THORBECKE E. (1984), « A class of decomposable poverty measures », *Econometrica* 52(3) : pp. 761-766.
- GREENE W.H. (1997), *Econometric Analysis*, New Jersey : Prentice-Hall International, 1075 p.
- HECKMAN J. (1979), « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica* 47(1) : pp. 153-161.
- HUSSAIN A., LANJOUW P., STERN N. (1994), « Income Inequalities in China : Evidence from Household Survey Data », *World Development* 22(12) : pp. 1947-1957.
- ISLAM R. (1991), « Growth of rural industries in post-reform China : patterns, determinants and consequences », *Development and Change* 22(4) : pp. 687-719.
- (1994), « Rural Industrialization : An Engine of Prosperity in Postreform Rural China », *World Development* 22(11) : pp. 1643-1662.
- KAKWANI N. (1990), *Testing for Significance of Poverty Differences : With Application to Côte d'Ivoire (Living Standards Measurement Study Working Paper No.62)*, Washington : The World Bank, 40 p.
- KHAN A.R. ET RISIN C. (2001), *Inequality and Poverty in China in the Age of Globalization*, New York : Oxford University Press, 184 p.

- KIMHI A. (1994), « Quasi Maximum Likelihood Estimation of Multivariate Probit Models : Farm Couples' Labor Participation », *American Journal of Agricultural Economics* 76(November): pp. 828-835.
- KNIGHT J., SONG L. (1993), « The spatial contribution to income inequality in rural China », *Cambridge Journal of Economics* 17 : pp. 195-213.
- LACHAUD J-P (1999), «Envois de fonds, inégalité et pauvreté au Burkina Faso», *Revue Tiers Monde* 40 : pp. 793-827.
- LEONES J.P., FELDMAN S. (1998), « Nonfarm Activity and Rural Household Income : Evidence from Philippine Microdata », *Economic Development and Cultural Change* 46(4) : pp. 789-806.
- LEWIS W.A. (1954), «Economic Development with Unlimited Supply of Labour », *The Manchester School of Economic and Social Studies* 47(3) : pp. 139-191.
- National Bureau of Statistics of China (NBSC) (2001), *China Statistical Yearbook 2001*, Beijing : Chinese Statistics Press, 899 p.
- NEE V., YOUNG, F.W. (1991), « Peasant Entrepreneurs in China's 'Second Economy' : An Institutional Analysis », *Economic Development and Cultural Change* 39(2) : pp. 293-310.
- PENG Y, ZUCKER L.G., DARBY M.R. (1997), « Chinese Rural Industrial Productivity and Urban Spillovers », *The NBER Working Paper* 6202.
- PYATT G., CHEN C., FEI J. (1980), « The Distribution of Income by Factor Component », *Quarterly Journal of Economics* 95(3) : pp. 451-473.
- REARDON T., TAYLOR J.E. (1996), « Agroclimatic Shock, Income Inequality, and Poverty : Evidence from Burkina Faso », *World Development* 24(5) : pp. 901-914.
- RICHARD H., ADAMS R.H.J. (1994), « Non-Farm Income and Inequality in Rural Pakistan : A Decomposition Analysis », *The Journal of Development Studies* 31(1) : pp. 110-133.
- SABATIER M. (2000), *Modes de recherche d'emploi et transitions individuelles sur le marché du travail*, Thèse de doctorat, CERDI, Clermont-Ferrand, Décembre 2000, 311 p.
- SADOULET E., DE JANVRY A., (2001), « Income Strategies Among Rural Households in Mexico : The Role of Off-farm Activities », *World Development* 29(3), pp. 467-480.
- SEN A.K. (1976), «Poverty : an ordinal approach to measurement », *Econometrica* 44(2) : pp. 219-231.
- SHAND R.T. (1987), « Income Distribution in a Dynamic Rural Sector : Some Evidence from Malasia », *Economic Development and Cultural Change* 36(1987) : pp. 35-50.
- STARK O. (1991), *The Migration of Labor*, Oxford : Basil Blackwell, 406 p.
- , TAYLOR J.E., YITZHAKI S. (1986), « Remittances and Inequality », *Economic Journal* 96(383) : pp. 722-740.
- TAYLOR J.E., YUNEZ-NAUDE A. (1999), *Education, migration et productivité : une analyse des zones rurales au Mexique*, Paris : Centre de Développement de l'OCDE, 108 p.
- WOO W.T. (1999), «Rural sector Development », *Five Lectures on China's Economy*, CERDI, 1999.
- YANG X. (1996), «Patterns of Economic Development and Patterns of Rural-Urban Migration in China », *European Journal of Population* 12 : pp. 195-218.
- YAO S. (1999), « Economic Growth, Income Inequality and Poverty in China under Economic Reforms », *Journal of Development Studies* 35(6) : pp. 103-130.
- ZHAO Y. (1999), « Labor Migration and Earnings Differences : The Case of Rural China », *Economic Development and Cultural Change* 47(4) : pp. 767-782.
- ZHOU Q. (1994), *Rural reforms and Development in China*, Hong kong : Oxford University Press, 360 p.
- ZHU L. (1991), *Rural Reform and Peasant Income in China*, London : Macmillan, 218 p.



## 7 Annexe

### 7.1 Estimation des équations de revenu

#### Modèle Probit bivarié

Supposons que 1 et 2 représentent respectivement l'activité agricole et l'activité non-agricole, nous avons alors deux équations de participation :

$$P_{1,i}^* = \mathbf{a}_1 Z_i + \mathbf{e}_{1,i} \quad P_{1,i}^* = 1 \text{ si } y_{1,i} > 0 ; \text{ sinon } P_{1,i}^* = 0 \quad (\text{a1})$$

$$P_{2,i}^* = \mathbf{a}_2 Z_i + \mathbf{e}_{2,i} \quad P_{2,i}^* = 1 \text{ si } y_{2,i} > 0 ; \text{ sinon } P_{2,i}^* = 0 \quad (\text{a2})$$

où  $Z_i$  est un vecteur des variables explicatives des équations de participation ;  $y_{1i}$  et  $y_{2i}$  représentent respectivement la valeur observée du revenu agricole et celle du revenu non-agricole. A l'aide du modèle Probit bivarié, nous pouvons estimer simultanément (a1) et (a2) en prenant en compte l'interdépendance locale entre les deux activités. Plus précisément, nous pouvons examiner le degré de corrélation entre les deux résidus (Greene, 1997 : pp. 906-911). Ensuite, nous prédisons pour chaque ménage quatre probabilités :  $\hat{P}_{11,i}$ ,  $\hat{P}_{10,i}$ ,  $\hat{P}_{01,i}$  et  $\hat{P}_{00,i}$ , qui correspondent respectivement à la probabilité de participer à la fois aux deux activités, seulement à l'activité 1, seulement à l'activité 2 et à ni l'un, ni l'autre. Enfin, nous introduisons respectivement ces quatre probabilités dans les quatre équations de revenu correspondantes comme des variables instrumentales pour obtenir des estimations non biaisées (SABATIER, 2000 : pp. 108-110) :

$$\log y_{jk,i} = \mathbf{b}_{jk} X_i + \mathbf{g}_{jk} \hat{P}_{jk,i} + \mathbf{m}_{jk,i} \quad j, k = 1 \text{ ou } 0 \quad (\text{a3})$$

où  $X_i$  représente un vecteur des caractéristiques du ménage. Nous considérons l'équation

$$\log y_{10,i} = \mathbf{b}_{10} X_i + \mathbf{g}_{10} \hat{P}_{10,i} + \mathbf{m}_{10,i} \quad (\text{a4})$$

comme celle du revenu dans le cas où le ménage participerait uniquement à l'activité agricole.

#### Modèle Probit simple

Nous limitons notre échantillon à un sous-échantillon qui ne comprend que des ménages ayant un revenu agricole ( $y_{1i} > 0$ ) et estimons un modèle Probit simple. Nous estimons d'abord une équation de participation :

$$P_i^{**} = \mathbf{a}' Z_i + \mathbf{e}_i \quad P_i^{**} = 1 \text{ si } y_{2i} = 0 ; \text{ sinon } P_i^{**} = 0 \quad (\text{a5})$$

C'est-à-dire que nous estimons la probabilité de ne pas participer à l'activité non-agricole. Ensuite, nous estimons une équation de revenu à partir des ménages qui participent seulement à l'activité agricole en introduisant l'inverse du ratio de Mills issu de l'estimation de (a5) pour corriger le biais de sélection (HECKMAN, 1979) :

$$\log y_{10,i} = \mathbf{b}_{10} X_i + \mathbf{g} l_i + \mathbf{m}_i \quad (\text{a6})$$

L'équation (a6) donnera une estimation non biaisée du revenu obtenu dans le cas où le ménage ne participerait pas aux activités non-agricole.