

Impact de la participation aux activités non-agricoles rurales sur l'inégalité: une analyse des zones rurales en Chine

Nong ZHU*

***Résumé** - A l'aide d'une base de données sur les ménages ruraux en Chine, nous examinons l'effet du revenu non-agricole sur l'inégalité rurale en utilisant deux approches. Dans un premier temps, nous considérons le revenu non-agricole comme un transfert exogène qui s'ajoute au revenu total du ménage et analysons la contribution des différents types de revenus à l'inégalité en utilisant la décomposition du coefficient de Gini. Dans un deuxième temps, nous considérons le revenu non-agricole comme un substitut potentiel au revenu agricole pour le ménage. Nous estimons d'abord le revenu obtenu dans le cas où le ménage ne participerait pas à l'activité non-agricole rurale; puis, nous comparons la distribution de ce revenu avec celle du revenu total du ménage observé et examinons ainsi l'impact du revenu non-agricole sur l'inégalité. Les résultats montrent que le revenu non-agricole réduit l'inégalité rurale.*

***Codes JEL** – O15, Q12*

***Mots-clés** – Activité non-agricole rurale, Inégalité, Indice de Gini, Simulation des revenus*

1 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

* Cet article a bénéficié des soutiens précieux de Mary-Françoise Renard et de Jean-Louis Arcand qui sont ici remerciés. Cependant l'auteur garde l'entière responsabilité de ses propos.

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 (Shand, 1987 ; Reardon et Taylor, 1996 ; Leones et Feldman, 1998 ; Barham et Boucher, 1998) montrent que la distribution du revenu non-agricole est plus inégale que celle du revenu agricole. En améliorant dans l'ensemble le revenu rural, la participation aux activités non-agricoles rurales pourrait accroître les disparités de revenu, surtout dans les zones pauvres. Cependant, d'autres travaux (Chinn, 1979 ; Stark, 1991 ; Adams, 1994) 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.

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,¹ le revenu agricole par tête reste toujours à un niveau très bas. Dans ce contexte, l'activité non-agricole rurale revêt 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

¹ En 1999, la quantité par tête de terre cultivable en zones rurales n'est que 0.138 hectare (*National Statistics Bureau of China, 2000 : p.382*).

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.

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*). L'impact des activités non-agricoles sur l'inégalité est rarement examiné sous l'angle des comportements microéconomiques des ménages ruraux. En réalité, la revue de la littérature montre que les résultats dépendent largement du point de départ 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 simplement aux ressources de l'ensemble des ménages. Elles ne tiennent généralement pas compte de la dépendance entre les participations aux diverses activités productives.

Dans la présente étude, nous essayons de suppléer certaines limites des études antérieures, qui sont 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, nous tentons d'étudier l'impact de la participation aux activités non-agricoles rurales sur l'inégalité dans les zones rurales en Chine et d'identifier les déterminants du revenu non-agricole au niveau microéconomique. Nous utilisons simultanément deux approches différentes, qui considèrent respectivement le revenu non-agricole comme un *transfert exogène* et comme un *substitut potentiel* au revenu agricole. Dans la section suivante, nous évoquons brièvement le développement des secteurs non-agricoles ruraux en Chine ainsi que leur 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.

2 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 alii, 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, p.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 Entreprises* » (*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 (Lohmar et alii, 1999).

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: p.300-301), dans certains villages, au maximum, un tiers des ménages sont dans cette situation.

Le tableau 1 présente l'évolution du nombre de personnes employées dans les zones rurales. Nous pouvons observer que le secteur non-agricole rural a connu un essor considérable depuis la fin des années 1970. De 1978 à 1998, le nombre des employés des *TVEs* est passé de 28.3 millions à 127.0 millions, soit un taux de croissance annuel de 7.8%. Nous pouvons également constater une expansion continue des entreprises privées et des exploitations familiales non-agricoles en zones rurales. Jusqu'en 1998, la proportion des employés hors agriculture a atteint 35.3%, c'est-à-dire plus d'un tiers des personnes employées dans les zones rurales.

Tableau 1 - Personnes employées dans les zones rurales

Année	Personnes employées dans les zones rurales (dix mille personnes)				Pourcentage (Total=100)		
	Total	Hors l'agriculture			<i>TVEs</i>	Entreprises	
		<i>TVEs</i>	Entreprises privées	Individuels		Privées	Individuels
1978	30 638	2 827			9.2		
1980	31 836	3 000			9.4		
1985	37 065	6 979			18.8		
1990	47 293	9 265	113	1 491	19.6	0.2	3.2
1995	48 854	12 862	471	3 054	26.3	1.0	6.3
1999	49 572	12 704	969	3 827	25.6	2.0	7.7

Source: *National Statistics Bureau of China*, 2000 : p.118-119.

Certains chercheurs (Islam, 1994; 1991) 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).

D'après les résultats du premier recensement agricole (en 1997).² Parmi 213.83 millions de ménages ruraux qui participent aux activités productives, 126.72 millions de ménages participent seulement à l'exploitation agricole; 66.37 millions de ménages participent à la fois à l'exploitation agricole et non-agricole; 20.74 millions de ménages ne participent qu'à l'exploitation non-agricole. C'est-à-dire que 40.7% de ménages ruraux sont engagés dans la production non-agricole.

Le développement des secteurs non-agricoles ruraux 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. Le tableau 2 montre qu'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 40.6% du revenu total.

Tableau 2 – Croissance et composition du revenu net par tête des ménages ruraux

Année	Revenu net Total (yuan)	Proportion des divers revenus (%)				
		Revenu issu de la production:				Autres revenus
		Totale	du secteur primaire	du secteur secondaire	du secteur tertiaire	
1978	133.57	92.9	85.0	7.9	0.0	7.1
1980	191.33	88.3	78.2	10.1	0.0	11.7
1985	397.60	92.5	75.0	7.4	10.0	7.5
1990	686.31	95.8	74.4	10.3	11.0	4.2
1995	1577.74	93.8	63.2	18.2	12.4	6.2
1999	2210.34	94.0	53.4	25.5	15.1	6.0

Source: *National Statistics Bureau of China*, 1995: p.279; 2000 : p.331.

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 alii, 1994; Zhu, 1991, Yao, 1999). En utilisant des données concernant les ménages, Hussain et alii (1994) montrent que les revenus non-

² *National Agricultural Census Office of China*, 1998 : p.16.

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 alii 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 de revenu, en utilisant les données d'une enquête sur les ménages ruraux effectuée dans la province du *Hubei*. Nous allons également examiner les déterminants de la participation aux activités non-agricoles ainsi que ceux des revenus tirés de ces activités.

3 Méthodologie

Nous utilisons ici deux approches pour étudier l'effet des divers revenus sur la distribution du revenu rural. Dans un premier temps, nous mesurons l'effet du revenu non-agricole sur l'inégalité à l'aide d'une décomposition du coefficient de Gini en considérant le revenu non-agricole comme un *transfert exogène* qui s'ajoute au revenu total du ménage. Dans un deuxième temps, nous considérons le revenu non-agricole comme un *substitut potentiel* au revenu agricole et mettons en évidence, à l'aide de simulations, l'effet du revenu non-agricole sur l'inégalité rurale en comparant le revenu total du ménage avec le revenu qu'il obtiendrait s'il ne participait pas à l'activité non-agricole rurale.

3.1 Méthode de la décomposition de l'indice de Gini

La décomposition du coefficient de Gini est souvent utilisée dans l'analyse de l'inégalité de revenu (Pyatt et alii, 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 (voir Stark, 1991: p.258-259):

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

où S_k représente la part de la composante k dans le revenu total, c'est-à-dire que $S_k = \frac{\bar{y}_k}{\bar{y}_0}$;

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.

L'équation (1) 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 (y_k) sur le coefficient de Gini du revenu total (G_0) ainsi que sur le bien-être des ménages (Stark, 1991: 260-261, 269-271). Considérons un changement exogène de la composante k dans chaque ménage, à l'aide d'un facteur e tel que $y_k(e) = (1 + e)y_k$, nous avons alors

$$\frac{\partial G_0 / \partial e}{G_0} = \frac{S_k G_k R_k}{G_0} - S_k \quad (2)$$

$$\frac{\partial W / \partial e}{W} = S_k \frac{1 - R_k G_k}{1 - G_0} \quad (3)$$

où $W = \bar{y}_0(1 - G_0)$ est la fonction de bien-être social. Cela signifie que (i) l'effet d'une variation faible en pourcentage dans le revenu issu de la source k sur l'inégalité dépend de la différence entre l'importance de ce revenu dans le revenu total à la marge et son importance moyenne dans le revenu total, et (ii) l'effet sur le bien-être se compose d'un effet de revenu et d'un effet de distribution.

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 non-agricole. Il est possible que les participations aux diverses activités soient corrélées entre elles étant données certaines caractéristiques inobservables (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.

3.2 Méthode de la simulation des revenus du ménage

Afin d'étudier l'impact du revenu non-agricole sur l'inégalité 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. Adams (1989) simule pour chaque ménage le revenu obtenu dans le cas où aucun membre du ménage ne migrerait à l'étranger mais également le cas contraire. 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 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 simulons dans un premier temps le revenu total et le revenu obtenu dans le cas où le ménage participerait uniquement à l'activité agricole par des équations estimées à partir des valeurs observées. Ensuite, nous comparons le coefficient de Gini des divers revenus simulés et saisissons ainsi l'effet du revenu non-agricole sur l'inégalité rurale.

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. Étant 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 : p.55-58).

Supposons que 1 et 2 représentent deux activités différentes (agricole et non-agricole), nous avons alors deux équations de participation :

$$P_{1i}^* = \alpha_1 Z_i + \varepsilon_{1i} \quad P_{1i}^* = 1 \text{ si } y_{1i} > 0 ; \text{ sinon } P_{1i}^* = 0 \quad (4)$$

$$P_{2i}^* = \alpha_2 Z_i + \varepsilon_{2i} \quad P_{2i}^* = 1 \text{ si } y_{2i} > 0 ; \text{ sinon } P_{2i}^* = 0 \quad (5)$$

où Z_i est le vecteur des variables explicatives des équations de participation. Comme les participations aux diverses activités ne sont pas indépendantes entre elles, ε_{1i} et ε_{2i} sont corrélés. Pour cette raison, nous adoptons ici un modèle Probit bivarié, qui nous permet d'estimer la probabilité de participer aux diverses activités en prenant en compte l'interdépendance locale existant entre elles (Green, 1997 : p.906-911).

Ayant estimé les équations de participation, nous pouvons estimer les équations de revenu pour diverses situations. Les résultats obtenus de l'estimation des équations de participation peuvent servir à corriger le biais de sélection potentiel. Nous simulons ensuite pour chaque ménage le revenu tiré de l'activité agricole dans le cas où le ménage participerait seulement à cette activité et nous comparons la distribution de ce revenu simulé avec celle du revenu total du ménage.³

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 sous-échantillon qui ne comprend que des ménages ayant un revenu agricole ($P_{1i}^* = 1$) et estimons un modèle Probit simple.

Il faut remarquer que la variation de la valeur simulée 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, puis, nous prédisons le revenu total pour chaque ménage, et enfin, nous comparons les distributions des valeurs simulées.

³ Voir annexe.

Les détails des méthodes d'estimation sont présentés dans l'annexe. Dans le modèle Probit bivarié et le modèle Probit simple, nous comparons respectivement la distribution de $\hat{y}_{10,i}$, à savoir le revenu obtenu dans le cas où le ménage ne participerait qu'à l'activité agricole, avec celle du revenu total de ménage simulé dans deux sous-échantillons différentes, \hat{y}_i et $\hat{y}_{1,i}$, et examinons ainsi l'effet de la participation à l'activité non-agricole sur l'inégalité de revenu (voir schéma ci-dessous).

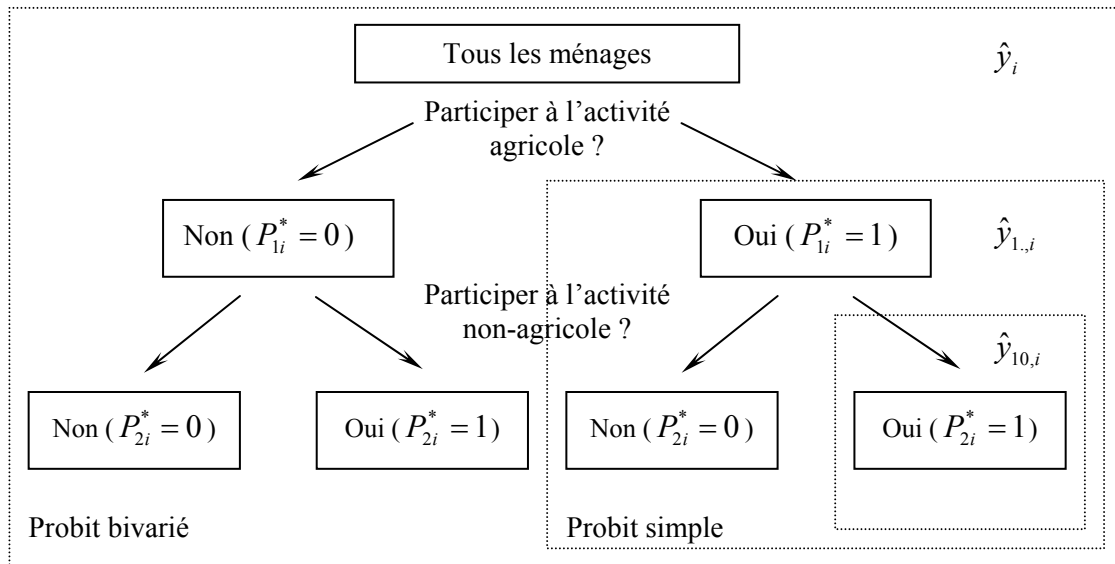


Illustration des diverses méthodes

4 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-Canton* » (*Resettlement of National Highway Project III in Hubei Province*).⁴ 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.)

⁴ L'Autoroute Nationale *Beijing-Canton* 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 (*PTCs*) doit être surveillée et évaluée postérieurement, afin d'indemniser les pertes des *PTCs* ou des institutions, de maintenir et améliorer le niveau de vie des *PTCs* et d'assurer des incidences positives du prêt sur la société. Un recensement des *PTCs* a été ainsi effectué avant le commencement des travaux. Le questionnaire comprend 8 parties : A. les informations du ménage touché, B. les opinions des *PTCs*, 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 soulagées par le gouvernement (les groupes vulnérables).

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. 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 3 présente la valeur moyenne des variables. Nous constatons que la participation aux activités non-agricoles 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*). 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.

Tableau 3 – Description des statistiques de l'échantillon

	Moyenne
Revenu du ménage de l'année 1995 (en yuan)	
Revenu total	
Tous les ménages (7 320 ménages)	12 430
Participent seulement à l'activité agricole (1 952 ménages)	9 584
Participent seulement à l'activité non-agricole (264 ménages)	14 204
Participent à la fois aux deux activités (5 076 ménages)	13 467
Ne participent ni à l'une ni à l'autre (28 ménages)	6 289
Revenu d'exploitation agricole (7 320 ménages)	7 297
Revenu non-agricole (7 320 ménages)	4 643
Revenu des activités indépendantes (7 320 ménages)	2 625
Revenu des activités salariées (7 320 ménages)	2 018
Autres revenus (7 320 ménages)	490
Taux de participation ^a (%)	
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 ^a (%)	
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 (mu ^b)	9.52
Nombre de personnes à charge (6 ans ou plus)	1.43
Distance du ménage au centre urbain (kilomètre)	12.54

Note : a – variable muette. b – un *mu* est égal 1/15 hectares.

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 collège. 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.

5 Résultats et commentaires

Les résultats de notre analyse sont présentés en deux parties : d'abord, la décomposition de l'indice de Gini; puis les résultats des simulations des revenus ainsi que la comparaison du coefficient de Gini issu des diverses simulations.

5.1 Décomposition de l'indice de Gini

La décomposition de l'inégalité de revenu est présentée dans le tableau 4. 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.

Tableau 4 - Décomposition de l'indice de Gini

Source de revenu	Part dans le revenu total	Coefficient de Gini	Corrélation de Gini	Pourcentage de la contribution à l'inégalité	Effet d'une augmentation de 1% d'une source donnée sur	
					l'inégalité	le bien-être
Revenu total	1.00	0.43	1.00	100.00	-	-
Revenu agricole	0.59	0.48	0.79	51.8	-0.07	0.64
Revenu non-agricole	0.37	0.66	0.76	44.5	0.07	0.32
Activité indépendante	0.21	0.79	0.67	26.5	0.05	0.17
Activité salariée	0.16	0.83	0.56	17.9	0.02	0.15
Autres revenus	0.04	0.92	0.44	3.8	...	0.04

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

Nous pouvons remarquer que la distribution du revenu total comprenant le revenu non-agricole entraîne un coefficient de Gini de 0.43. Par contre, le revenu agricole entraîne un coefficient de Gini de 0.48. Cela signifie que la distribution du revenu en l'absence du revenu non-agricole est plus inégale de 10% que celle du revenu total. Autrement dit, le revenu non-agricole réduit l'inégalité. Leones et Feldman (1998: p.798) trouvent une amplitude similaire dans leur étude sur l'inégalité de revenu aux Philippines.

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.

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.

5.2 Simulation des revenus du ménage

Nous commençons par les régressions du revenu total des ménages respectivement dans deux échantillons pour obtenir un aperçu global des déterminants du revenu des ménages

ruraux et simuler le revenu total. Ensuite, nous utilisons deux méthodes: Probit bivarié et Probit simple, pour simuler le revenu dans le cas où le ménage participerait uniquement à l'activité agricole. Enfin, nous comparons les coefficients de Gini issus des diverses simulations.

5.2.1 Simulation du revenu total

Nous effectuons deux régressions, à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires, du revenu total des ménages issu de l'ensemble des activités, par rapport à toutes les variables explicatives figurant dans nos équations relatives au revenu. Le tableau 5 présente les résultats.

Tableau 5 - Estimation de l'équation du revenu total du ménage

Variable	Echantillon total	Sous-échantillon comprenant seulement les ménages ayant un revenu agricole
	(Régression 1)	(Régression 2)
Nombre de travailleurs	0.142** (21.92)	0.136** (21.16)
Nombre moyen d'années de scolarisation		
4-6 ans	0.329** (11.06)	0.302** (10.20)
7-9 ans	0.477** (16.56)	0.444** (15.42)
10 ans ou plus	0.617** (15.04)	0.595** (14.28)
Surface de terre du ménage	0.041** (15.25)	0.042** (15.73)
Surface de terre du ménage au carré (/1000)	-0.059** (-9.03)	-0.062** (-9.58)
Constante	8.019** (241.48)	8.056** (239.21)
R^2	0.163	0.160
Nombre d'observations	7 320	7 028

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

Les deux estimations sur deux échantillons différents donnent des résultats similaires. Notons que le revenu total est positivement lié au nombre de travailleurs du ménage. La scolarité favorise significativement le revenu. Plus le niveau d'instruction est élevé, plus son effet positif sur le revenu est fort. Nos résultats donnent une relation quadratique de forme de U inversé entre la superficie des terres du ménage et le revenu total: le revenu s'accroît avec la quantité de terre, atteint un maximum, et ensuite diminue avec la quantité de terre.⁵ Ceci indique que l'augmentation du revenu ne dépend pas toujours de l'accroissement de la quantité

⁵ Certaines recherches antérieures concernant le revenu agricole dans les pays en développement (Majumdar, 1965; Chinn, 1979) ont également montré que les petites fermes ont une productivité agricole plus élevée que les grandes fermes.

de terre, mais probablement de l'emploi de terre disponible et de certains autres facteurs, par exemple la participation à l'activité non-agricole. A l'aide des résultats des régressions 1 et 2, nous pouvons simuler pour chaque ménage le revenu total dans les deux échantillons.

5.2.2 Estimation du modèle Probit bivarié

Le tableau 6 présente les résultats de l'estimation, par la méthode Probit bivarié, des deux équations de participation relatives respectivement à la participation à l'activité agricole et à l'activité non-agricole ((4) et (5) dans la section 3.2).

Tableau 6 – Estimation de l'équation de participation : activité agricole et activité non-agricole

Variable	Activité agricole (Régression 3)	Activité non-agricole (Régression 4)
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)
ρ		-0.361** (-7.97)
Maximum du log de vraisemblance		-5062.173
Nombre d'observations		7 320

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

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.

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 le fait que, d'une part le rendement de l'éducation est généralement plus important dans l'activité non-agricole que dans l'agriculture traditionnelle. Les travailleurs plus éduqués

peuvent donc espérer des revenus non-agricoles plus élevés. D'autre part, l'éducation peut renforcer la capacité des travailleurs à participer à des activités non-agricoles qui demande une certaine connaissance de la technologie ou de la gestion. Les ménages plus éduqués participent généralement plus facilement aux activités non-agricoles rurales grâce à la meilleure compétence de leurs membres. D'ailleurs, un niveau d'éducation plus élevé signifie une productivité supérieure qui garantirait un revenu plus élevé, ce qui favorise finalement la capacité du ménage à surmonter la contrainte budgétaire liée à la participation aux activités non-agricoles rurales. 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 : p.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 aux activités non-agricoles rurales 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 7 présente les résultats.

Tableau 7 - Estimation de l'équation du revenu selon les diverses participations

Variable	Activité agricole (Régression 5)		Activité non- agricole (Régression 6)		Activité agricole et activité non- agricole (Régression 7)		Ni l'activité agricole ni l'activité non- agricole (Régression 8)	
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	1 952		264		5 076		28	

Note : 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: 1) 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. 2) 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 aux activités non-agricoles rurales, mais qu'elle ne joue pas significativement sur le rendement de ces activités, qui ne dépend pas de l'input de terre.

Nous utilisons la régression 5 pour prédire le revenu du ménage dans le cas où le ménage participerait seulement à l'activité agricole.

5.2.3 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 8 présente les résultats.

Tableau 8 - 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 9)	
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 : 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 6).⁶ Dans les équations de revenu, l'éducation perd son effet significatif; mais la

⁶ 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.

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

Nous prédisons le revenu du ménage dans le cas où celui-ci participerait seulement à l'activité agricole par l'équation de revenu de la régression 9.

5.2.4 Comparaison du coefficient de Gini

Les simulations des revenus du ménage nous permettent de calculer le coefficient de Gini dans les divers cas. Le tableau 9 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 9 – Comparaison des résultats des diverses simulations

	Modèle Probit bivarié	Modèle Probit simple
Revenu moyen		
Revenu total simulé	9 487	9 561
Revenu total simulé dans le cas où le ménage participerait uniquement à l'activité agricole	7 373	7 500
Coefficient de Gini		
Revenu total simulé	0.18	0.17
Revenu total simulé dans le cas où le ménage participerait uniquement à l'activité agricole	0.21	0.20

Notons que 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. Selon les simulations, le coefficient connaîtrait une baisse de 15% à 17% si nous prenions en compte le revenu non-agricole.

6 Conclusion

Depuis la mise en place des réformes économiques, les activités non-agricoles rurales ont 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. Dans cet article, nous avons examiné l'impact du revenu non-agricole sur la distribution du revenu rural en Chine selon plusieurs méthodes. Les deux méthodes d'analyse - décomposition du coefficient de Gini et simulation économétrique des revenus du ménage - soulignent que le revenu non-agricole réduit l'inégalité du revenu rural. Ainsi, non-seulement la participation aux activités non-agricoles rurales améliore le revenu rural, mais aussi elle égalise la distribution du revenu ; c'est-à-dire qu'elle réduit à la fois la pauvreté et l'inégalité dans les zones rurales.

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 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 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).

Néanmoins, 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 aux activités non-agricoles rurales. 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.

Annexe

Modèle Probit bivarié

Nous estimons d'abord une équation de revenu total par

$$\log y_i = \beta X_i + \mu_i \quad (\text{a.1})$$

et prédisons pour chaque ménage un revenu total, \hat{y}_i .

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

$$\begin{cases} P_{1i}^* = \alpha_1 Z_i + \varepsilon_{1i} & P_{1i}^* = 1 \text{ si } y_{1i} > 0 ; \text{ sinon } P_{1i}^* = 0 & (\text{a.2}) \\ P_{2i}^* = \alpha_2 Z_i + \varepsilon_{2i} & P_{2i}^* = 1 \text{ si } y_{2i} > 0 ; \text{ sinon } P_{2i}^* = 0 & (\text{a.3}) \end{cases}$$

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 (a.2) et (a.3) en prenant en compte l'interdépendance locale entre les deux activités. Plus précisément, nous pouvons examiner le degré de corrélation entre les deux résidus (Green, 1997 : p.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: p.108-110):

$$\log y_{jk,i} = \beta_{jk} X_i + \gamma_{jk} \hat{P}_{jk,i} + \mu_{jk,i} \quad j, k = 1 \text{ ou } 0 \quad (\text{a.4})$$

où X_i représente un vecteur des caractéristiques de ménage. Nous prédisons pour chaque ménage $\hat{y}_{10,i}$ par l'équation correspondant au cas où $y_{1i} > 0$ et $y_{2i} = 0$ ($j = 1$ et $k = 0$) et le considérons comme revenu obtenu dans le cas où le ménage participerait uniquement à l'activité agricole.

En comparant la distribution de $\hat{y}_{10,i}$ et celle de $\hat{y}_{1,i}$, nous pouvons examiner l'impact du revenu non-agricole sur l'inégalité.

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.

Premièrement, nous estimons une équation du revenu total

$$\log y_{1,i} = \beta' X_i + \mu_i \quad \text{dans le cas où } y_{1i} > 0 \quad (\text{a.5})$$

et simulons pour chaque ménage un revenu total, $\hat{y}_{1,i}$.

Deuxièmement, nous estimons une équation de participation:

$$P_i^{*i} = \alpha' Z_i + \varepsilon_i \quad P_i^{*i} = 1 \text{ si } y_{2i} = 0 ; \text{ sinon } P_i^{*i} = 0 \quad (\text{a.6})$$

C'est-à-dire que nous estimons la probabilité de ne pas participer à l'activité non-agricole.

Troisièmement, nous estimons une équation de revenu à partir des ménages qui participent seulement à l'activité agricole en introduisant le ratio de Mills inversé issu de l'estimation de (a.6) pour corriger le biais de sélection (Heckman, 1979):

$$\log y_{10,i} = \beta_{10} X_i + \gamma \lambda_i + \mu_i \quad (\text{a.7})$$

Nous prédisons pour tous les ménages le revenu tiré uniquement de l'activité agricole, $\hat{y}_{10,i}$, par (a.7) et comparons la distribution de $\hat{y}_{10,i}$ et celle de $\hat{y}_{1,i}$.

Bibliographie

- Adams, R.H.J., 1989, « Worker Remittances and Inequality in Rural Egypt », *Economic Development and Cultural Change* 38(1), p.45-71.
- Adams, R.H.J., 1994, « Nom-Farm Income and Inequality in Rural Pakistan: A Decomposition Analysis », *The Journal of Development Studies* 31(1), p.110-133.
- Banister, J. and Taylor, J.R., 1990, « China: Surplus Labour and Migration », *Asia-Pacific Population Journal* 4(4), p.3-20.
- Bhalla, A.S., 1990, « Rural-Urban Disparities in India and China », *World Development* 18(8), p.1097-1110.

- Braham, B. and Boucher, S., 1998, « Migration, remittances, and inequality: estimating the effects of migration on income distribution », *Journal of Development Economics* 55(1998), p.307-331.
- Byrd, W. and Lin, Q., 1994, *China's Rural Industry: Structure, Development, and Reform*, Oxford: Oxford University Press, 622p.
- 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(1979), p.283-301.
- 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), p.954-987.
- FAO, 1998, *The state of food and agriculture 1998*, Rome: FAO, 357p.
- Greene, W.H., 1997, *Econometric Analysis*, New Jersey: Prentice-Hall International, Inc., 1075 p.
- Heckman, J., 1979, « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica* 47(1), p.153-161.
- Hussain, A., Lanjouw, P. and Stern, N., 1994, « Income Inequalities in China: Evidence from Household Survey Data », *World Development* 22(12), p.1947-1957.
- Islam, R., 1991, « Growth of rural industries in post-reform China: patterns, determinants and consequences », *Development and Change* 22(4), p.687-719.
- Islam, R., 1994, « Rural Industrialization: An Engine of Prosperity in Postreform Rural China », *World Development* 22(11), p.1643-1662.
- Khight, J. and Song, L., 1993, « The spatial contribution to income inequality in rural China », *Cambridge Journal of Economics* 17(1993), p.195-213.
- Kimhi, A., 1994, « Quasi Maximum Likelihood Estimation of Multivariate Probit Models: Farm Couples' Labor Participation », *American Journal of Agricultural Economics* 76(November), p.828-835.
- Lachaud, J-P, 1999, « Envois de fonds, inégalité et pauvreté au Burkina Faso », *Revue Tiers Monde* 160(Octobre-Décembre), p.793-827.
- Leones, J.P. and Feldman, S., 1998, « Nonfarm Activity and Rural Household Income: Evidence from Philippine Microdata », *Economic Development and Cultural Change* 46(4), p.789-806.
- Lewis, W.A. (1954). Economic Development with Unlimited Supply of Labour, *The Manchester School of Economic and Social Studies* 22(2), 139-191.
- Lohmar, B., Rozelle, S. and Zhao, C., 1999, Rural-to-Rural Movement in China: Emerging Opportunities for Rural Workers, *Working paper*, http://www.agecon.ucdavis.edu/Faculty/Rozelle/mainpage/pdf/RLABMOV5_rural_labor.pdf.
- Majumdar, D., 1965, « Size of Farm and Productivity: A Problem of Indian Peasant Agriculture », *Economica* 32 (May 1965), p.161-73.
- National Agricultural Census Office of China, 1998, *Abstract of the First National Agricultural Census in China*, Beijing: China Statistics Press, 318p.
- National Statistics Bureau of China, 1995, *China Statistical Yearbook*, Beijing: China Statistics Press, 810p.
- National Statistics Bureau of China, 2000, *China Statistical Yearbook*, Beijing: China Statistics Press, 888p.
- Nee, V., and Young, F.W., 1991, « Peasant Entrepreneurs in China's 'Second Economy': An Institutional Analysis », *Economic Development and Cultural Change* 39(2), p.293-310.
- Peng, Y, Zucker, L.G. and Darby, M.R., 1997, « Chinese Rural Industrial Productivity and Urban Spillovers », *The NBER working paper* 6202.

- Pyatt, G., Chen, C. and Fei, J., 1980, « The Distribution of Income by Factor Component », *Quarterly Journal of Economics* 95(3), p.451-73.
- Reardon, T. and J.E. Taylor, 1996, « Agroclimatic Shock, Income Inequality, and Poverty: Evidence from Burkina Faso », *World Development* 24(5), p.901-914.
- Sabatier, M., 2000, *Modes de recherche d'emploi et transitions individuelles sur le marché du travail*, Thèse de doctorat, CERDI, Clermont-Ferrand, Décembre 2000, 311p.
- Shand, R.T., 1987, « Income Distribution in a Dynamic Rural Sector: Some Evidence from Malasia », *Economic Development and Cultural Change* 36(1987), p.35-50.
- Stark, O., 1991, *The Migration of Labor*, Oxford: Basil Blackwell Inc., 406 p.
- Taylor, J.E. et Yunez-Naude, A., 1999, *Education, migration et productivité: une analyse des zones rurales au Mexique*, Paris: Centre de Développement de l'OCDE, 108p.
- 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, p.195-218.
- Yao, S., 1999, « Economic Growth, Income Inequality and Poverty in China under Economic Reforms », *Journal of Development Studies* 35(6), p.103-130.
- Zhao, Y., 1999, « Labor Migration and Earnings Differences : The Case of Rural China », *Economic Development and Cultural Change* 47(4), p.767-782.
- Zhou, Q., 1994, *Rural reforms and Development in China*, Hong kong: Oxford University Press, 360p.
- Zhu, L., 1991, *Rural Reform and Peasant Income in China*, London: Macmillan, 218p.