

Les déterminants de la productivité agricole dans le nord-est du Brésil  
Une investigation sur la relation négative entre la productivité et la taille des fermes

Par  
François Piette (PIEF13117900)

Directeur de recherche :  
André Martens

Université de Montréal  
Département d'économie

Juillet 2006

## **Sommaire**

L'existence d'une relation négative entre la dimension d'une ferme et sa production par unité de terre est bien documentée dans la littérature. Cet essai teste cette relation par moindres carrés ordinaires dans le nord-est du Brésil en utilisant les données provenant de l'enquête agricole du Brésil de 1995-96. La persistance d'une relation négative contredit l'argument que la révolution verte l'aurait inversée grâce aux avancements technologiques. En contrôlant pour les hétérogénéités telles la qualité du sol ainsi que pour les imperfections sur les marchés du crédit, du capital et des biens d'utilités publiques, l'essai démontre que la relation inverse ne peut être que le résultat des imperfections sur le marché du travail. De plus, cet essai confirme que les grandes fermes emploient moins de travailleurs par unité de terre et qu'elle substitue le capital à la main-d'œuvre. Les conclusions impliquent qu'une distribution égalitaire de la terre augmenterait la valeur totale de la production agricole de l'économie. Cette réforme doit être menée par l'état puisque les imperfections sur le marché de la terre empêchent sa distribution optimale. De plus, les politiques économiques doivent favoriser l'accessibilité aux biens d'utilité publique des petits fermiers.

## Liste des tableaux et graphiques

### Liste des tableaux

1.1 : Le % des propriétés par classe de taille vs. le % de la terre possédée par classe de taille.	9
2.1 : Résumé de la recension des études antérieures.	24
4.1 : Résultats des régressions (1) à (5).	46
4.2 : (6) : Résultats de l'estimation de la fonction de production.	55
4.3 : Résultats des régressions (7) et (8).	56
4.4 : Résultats des régressions (9) et (10).	60

### Liste des figures

1.1 : Le % des propriétés par classe de taille vs. le % de la terre possédée par classe de taille.	10
4.1 Relation entre la valeur moyenne de la production par hectare (en reis) de la municipalité et la taille moyenne des fermes de la municipalité.	47
4.2 Relation entre la proportion des fermes utilisant des intrants à la production dans la municipalité et la taille moyenne des fermes de la municipalité.	48
4.3 La relation entre la proportion des fermes qui reçoivent de l'assistance technique (totale, gouvernementale et privée) dans une municipalité et la taille moyenne des fermes de la municipalité.	49
4.4 Relation entre la proportion des fermes utilisant l'énergie électrique et la taille moyenne des fermes de la municipalité.	50
4.5 : Relation entre la quantité de main-d'œuvre et de capital physique utilisés par hectare dans une municipalité et la taille moyenne des fermes dans la municipalité.	61
4.6 : Relation entre le ratio capital physique/main-d'œuvre et la taille moyenne des fermes de la municipalité.	62

## Table des matières

<i>Sommaire</i>	ii
<i>Liste des tableaux</i>	iii
<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>1. Informations générales</b>	<b>5</b>
1.1 La réforme agraire coréenne et Mexicaine	5
1.2 Le contexte du Brésil	6
<b>2. Recension des études antérieures</b>	<b>11</b>
2.1 Les économies d'échelles	11
2.2 La relation négative entre la dimension d'une ferme et sa productivité	11
2.3 Omission de la variable « qualité du sol »	15
2.4 <i>Productivité totale des facteurs</i> versus <i>production par unité de terre</i>	19
<b>3. Analyse théorique des hypothèses testées</b>	<b>26</b>
3.1 Imperfections du marché de la terre	27
3.2 Imperfections du marché du travail	28
3.3 Imperfections des marchés du capital et du crédit	32
3.4 Théorie du métayage	33
<b>4. Analyse empirique</b>	<b>35</b>
4.1 Les données	35
4.2 La relation négative entre la taille d'une ferme et sa productivité	36
4.3 Estimation de la fonction de production de type Cobb-Douglas	51
4.4 Relation entre l'emploi des facteurs de production et la taille des fermes	57
<b>Conclusion et extensions</b>	<b>63</b>
<i>Bibliographie</i>	66
<i>Annexe A</i>	68
<i>Annexe B</i>	69

## **Introduction**

Au début de l'histoire moderne, alors que la population était clairsemée et que la terre arable semblait être une ressource en quantité infinie, l'organisation optimale de celle-ci ne fut pas la priorité des gens au pouvoir. Au contraire, jusqu'à récemment, l'histoire fut plutôt caractérisées par de nombreuses luttes pour le contrôle du facteur de production qui était alors en rareté: la main-d'œuvre (Ray, 2001, p.445).<sup>1</sup> Par contre, à mesure que la densité de la population augmenta, la terre devint relativement de plus en plus rare et la façon de la distribuer prit une place de premier plan dans les discussions politiques. On cherche maintenant à déterminer quelle est la façon la plus économiquement efficace de gérer cette ressource.

Pour cette raison, la relation entre la taille d'une ferme et sa productivité est un sujet d'intérêt qui remonte au début de la discipline de l'économie du développement. Les études théoriques et empiriques suggèrent que cette relation est négative, c'est-à-dire que plus la taille d'une ferme est grande, plus celle-ci est inefficace. Les implications politiques qui en découlent sont concrètes : en plus de réduire les inégalités sociales et de diminuer l'incidence de la pauvreté dans le monde rural, une redistribution de la terre visant à fragmenter les grandes propriétés en plusieurs petites fermes augmenterait la production agricole totale d'une économie (Berry et Cline, 1979, pp.17-19). Les études empiriques montrent aussi que les petites fermes utilisent plus de main-d'œuvre par unité de terre. Il a souvent été suggéré que la présence de grandes fermes dans le secteur rural a contribué à l'exode rural des populations. Dans les pays en voie de développement, cet exode fut massif et précipité menant à un grave problème de chômage dans les villes, celles-ci n'étant pas encore prêtes à accepter ce nouvel afflux de main-d'œuvre (Heltberg, 1998, p.1808). Une redistribution de la terre freinerait cet exode.

---

<sup>1</sup> Notamment la conquête de l'Afrique par les puissances européennes en quête d'esclaves.

Cet essai teste la relation entre la taille de la ferme et sa productivité en utilisant des données du nord-est du Brésil. Ensuite, il cherche à expliquer les causes de la relation négative entre la taille d'une ferme et sa productivité (ou encore efficacité). Les hypothèses néoclassiques suggèrent qu'il ne devrait pas y avoir de corrélation entre la productivité agricole et la taille d'une ferme (Bhalla et Roy, 1988, p.55). En effet, dans un monde où tous les marchés fonctionnent parfaitement, la distribution de la terre sera telle que la production de l'économie est maximisée. Toutefois, et comme c'est le cas la plupart du temps dans les pays en voie de développement, l'univers étudié ici n'est pas néoclassique. Cet essai explique cette relation négative par la présence d'imperfections sur les marchés du travail, de la terre, du capital et du crédit.<sup>2</sup> Sen (1966) postule l'existence d'un dualisme sur le marché du travail dans les pays en voie de développement. Les fermiers qui sont incapables de vendre leur main-d'œuvre sur le marché l'appliquent sur la terre familiale. Conséquemment, l'intensité de la main-d'œuvre sur les petites fermes est plus grande et la production par unité de terre est plus élevée. Les marchés de la terre, du capital physique et du crédit sont quant à eux imparfaits puisque les petits fermiers, n'ayant pour la plupart du temps pas de garantie, ne sont pas capables de les acquérir. Alors que les imperfections du marché du travail augmentent la productivité des petites fermes, les imperfections des marchés du capital et du crédit ont le résultat inverse. Les études empiriques suggèrent toutefois que les gains de productivité dus aux imperfections du marché du travail sont plus grands que les pertes associées aux imperfections des marchés du capital et du crédit (Ray, 2001, p.453). Ces imperfections vont toutefois dans le même sens en ce qui concerne l'emploi des facteurs de production, c'est-à-dire qu'elles se renforcent à sous-employer les travailleurs sur les grandes fermes (Berry et Cline, 1979, pp.7-11). En fait, ces imperfections sont telles que les petites fermes font face à un coût d'opportunité du travail plus faible et un coût d'opportunité pour le

---

<sup>2</sup> Une analyse théorique complète de ces imperfections est présentée dans la section 3 de l'essai.

capital physique plus élevé. Celles-ci substituent alors la main-d'œuvre pour le capital et les grandes fermes font l'inverse (Van Zyl et als, 1996, p.8). Dans cet essai, nous évaluons empiriquement s'il y a substitution du capital à la main-d'œuvre à mesure que la taille des fermes augmente.

Bref, l'objectif principal de cet essai est de démontrer empiriquement que la révolution verte n'a pas inversé la relation négative au Brésil. Il a été suggéré à plusieurs reprises dans la littérature que la révolution verte aurait diminué ou même inversé la relation négative entre la taille d'une ferme et sa productivité (Deolalikar, 1981). L'utilisation de machinerie à la fine pointe de la technologie et de fertilisants amènerait la présence d'économies d'échelle croissantes qui compenseraient les imperfections du marché du travail rural. Par contre, les études montrent que les économies d'échelles sur la terre sont à long terme constantes plutôt que croissantes (notamment Bardhan, 1973). Des économies d'échelles croissantes pourraient exister à court terme, mais elles sont causées par la difficulté des petits fermiers d'obtenir le crédit nécessaire à l'acquisition de la machinerie que les grands propriétaires possèdent. Ainsi, l'argument ne devrait pas être de prôner une structure agraire centrée sur les grandes fermes modernes, mais plutôt de donner les moyens aux petits fermiers d'acquérir la même technologie que celles-ci (Van Zyl et als, 1996, p.13). Étant donné que l'accès au crédit est corrélé à la propriété de la terre qui sert de garantie d'emprunt, il va donc de soi qu'une redistribution de la terre stimulerait la mécanisation de l'agriculture sur les petites fermes. Si les petits fermiers ont le même accès au crédit autant que les grands fermiers, il n'y a aucune raison logique de croire que ces derniers sont plus dynamiques dans l'adoption de nouvelle technologie.

## Organisation

Nous évaluons empiriquement la relation entre la taille d'une ferme et la productivité par unité de terre dans le nord-est du Brésil. Nous postulons que la relation négative est causée par la présence d'imperfections sur le marché du travail. De plus, nous montrons que la main-d'œuvre est plus intensive sur les petites fermes que sur les grandes fermes puisque ces dernières substituent le capital à la main-d'œuvre.

Cet essai se divise en 5 sections majeures. La première section donne un court compte rendu des réformes agraires coréenne et mexicaine à titre d'illustration. Ces réformes ont été menées de façon très différentes, alors il est intéressant de les comparer. Ensuite, elle présente le contexte du Brésil en soutenant que la nature coloniale de son histoire a mené à une distribution inégale de la terre. Elle montre aussi que les initiatives de réforme agraire du président brésilien Fernando Henrique Cardoso de 1997 à 2003 ont échoué à fournir des opportunités réelles aux paysans sans terre. La deuxième section résume les principales études empiriques qui ont cherché à déterminer la relation entre la taille des fermes et la productivité. Elle met l'emphase sur les techniques statistiques utilisées et le choix des variables indépendantes et dépendantes incluses dans les modèles. Chaque méthode est évaluée selon ses points forts et ses points faibles. La troisième section offre un survol théorique de ce que nous testons empiriquement à la section suivante. Les imperfections sur les marchés du travail, de la terre, du capital et du crédit sont expliquées de façon théorique. De plus, nous justifions le choix de nos variables explicatives de notre modèle. La quatrième section spécifie le modèle, présente les données utilisées et les résultats obtenus. Finalement, nous procédons à l'évaluation nos résultats et concluons en considérant les implications en matière de politique économique qui en découle. Nous ouvrons aussi la port à des améliorations et des extensions à notre modèle.



## **1. Informations générales**

Nous voulons tout d'abord décrire brièvement, à titre d'illustration, l'impact de deux importantes réformes agraires au monde : celle de la Corée du Sud et celle du Mexique. Cela permettra d'obtenir des indices sur les facteurs qui doivent être présents pour qu'une réforme agraire apporte les résultats désirés. Ensuite, nous présentons brièvement le contexte brésilien afin de justifier son choix pour notre étude.

### **1.1 La réforme agraire coréenne et mexicaine**

Ray (2001) résume les points importants des réformes agraires mexicaines et coréennes.<sup>3</sup> La Corée du Sud a initiée une grande réforme agraire après la deuxième guerre mondiale. Le *Land Reform Act* de 1949 transféra 240 000 hectares de terre antérieurement possédés par des Japonais aux paysans coréens. En 1952, 330 000 hectares avaient déjà été distribués. Cette réforme agraire transforma l'organisation du secteur rural coréen. Alors qu'en 1945, 4% de la population était propriétaire de terrains de plus de 3 chongbo (1 chongbo = 0,992 hectare), en 1960, seulement 0,3% des ménages détenaient des terrains de plus de 3 chongbo. La moitié de la terre arable avait été distribuée aux deux tiers de population rurale. La distribution de la terre passa d'une nature inégalitaire à une nature égalitaire. Les résultats de cette réforme agraire furent positifs. La valeur ajoutée en agriculture crût à un rythme annuel de 4,0% durant les huit années suivant la réforme. Les résultats à long terme sont eux aussi impressionnants. La croissance agricole coréenne a été en moyenne de 3,8% de 1971 à 1982.

L'expérience mexicaine est quant à elle moins satisfaisante. Les mesures de réforme agraire furent instituées après la révolution mexicaine qui s'acheva en 1917. L'article 27 de la constitution de 1917 rendit toute la terre propriété de l'État. Celui-ci se chargea ensuite de la distribuer aux paysans dans un système de terres communes, connu sous le nom de *ejidos*.

---

<sup>3</sup> Toutes les statistiques présentées ici proviennent de Ray (2001), p.458-62

Cependant, la distribution ne se fit pas de manière transparente et fut biaisée par le lobby politique. De plus, les droits de propriété étaient mal définis étant donné la nature communale de la propriété, créant ainsi des problèmes de resquillage. L'agriculture mexicaine a donc stagné pendant une très longue période.

Le contraste entre ces deux expériences donne des indices sur les éléments qui rendent une réforme agraire efficace. Celle-ci doit créer les institutions qui génèrent la productivité. Les droits de propriété doivent être clairs de façon à ce que la ressource puisse servir de garantie pour l'obtention du crédit. De plus, l'allocation des terrains doit se détacher de l'influence politique, de façon à ce que les paysans productifs puissent bénéficier de la ressource. Dans les pays sous-développés, il n'est pas rare de voir une partie importante de la terre cultivable improductive, parce que certains propriétaires ne la conservent que pour des raisons de prestige.

## 1.2 Le contexte du Brésil

Au milieu des années 1990, le secteur agricole du Brésil était considéré comme l'un des plus productifs du monde en voie de développement. Le Brésil est toujours le producteur et exportateur principal de café. De plus, il arrive au second rang mondial dans la production du soya et de la canne à sucre. Le jus d'orange concentré, le tabac, le cacao, le coton, le beurre, le bœuf et le maïs sont ses autres exportations principales (Pereira, 2003, p.45).

Toutefois le Brésil, comme beaucoup de pays de l'Amérique latine, a l'une des distributions de la terre les plus inégales au monde. Le coefficient Gini de la terre était de 0,84 dans les années 1970 (Ray, 2001, p.416). En 1997, le revenu moyen familial des petits propriétaires de fermes n'était que de 722 reais par année, soit l'équivalent de 722 dollars américains au taux de change de l'époque (Pereira, 2003, p.47). Le tableau 1 de la page 9 (représenté graphiquement par figure 1 de la page 10) illustre bien à quel point la distribution de la terre

est inégale au Brésil. Alors que près de 50% des fermes sont de moins de 10 hectares en dimensions, elles ne constituent qu'environ 2% de la terre disponible au Brésil. Par contre, 1% des fermes sont de plus de 1000 hectares et constituent 45% de la terre disponible. Le fait que la structure agraire soit si inégalitaire au Brésil rend l'analyse empirique encore plus intéressante.

Cette organisation rurale est une conséquence directe des origines coloniales de ce pays. Il est essentiel de comprendre qu'à l'origine, la terre au Brésil ne fut pas considérée comme un facteur de production, mais plutôt comme une récompense à remettre aux amis du pouvoir. L'accès à la terre dépendait en premier lieu des connections sociales (Wolford, 2005, p.244). Cela s'oppose énormément du développement des Etats-Unis. Alors que le *US Homestead Act* de 1862 garantissait les droits de propriété de la terre à n'importe qui voulant s'y installer, la *Lei da Terra* brésilienne de 1850 interdisait l'acquisition de propriétés publiques par d'autres moyens que leur achat (Pereira, 2003, p.42). Le résultat fut l'émergence d'immenses propriétés, appelées *Latifundias*.

Les spécialistes du Brésil au vingtième siècle ne s'entendaient pas tous sur la route à prendre concernant le développement économique du Brésil. Wolford (2005, p.247) donne un bon résumé des débats. Certains d'entre eux argumentèrent que la redistribution de la terre était sans importance étant donné que le développement industriel mènerait à un exode des populations des campagnes vers les villes et que cet exode encouragerait l'adoption de la technologie moderne en agriculture. À l'opposé, d'autres spécialistes prétendaient qu'il fallait encourager un régime foncier équitable. Mais au-delà de ces débats abstraits, il n'en demeure pas moins que l'étendue de la pauvreté rurale au Brésil est inquiétante et qu'un grand nombre de paysans sont sans terre.

Le milieu des années 1980 vit l'émergence du MST (*The Movement of Rural Landless Workers*) qui se bat pour le droit de propriété des terres définies comme improductives

(Pereira, 2000, pp.47-48). Cette organisation voulait une réforme agraire menée par l'État. Par contre, en réponse au MST et avec le soutien de la Banque Mondiale, le président Cardoso préféra plutôt une approche basée sur le marché. Cette réforme distribue la terre des vendeurs volontaires vers les acheteurs potentiels. L'argument en faveur de ce genre de réforme est qu'elle est moins coûteuse et plus efficace que la réforme menée par l'État. La réforme permit à 287 000 familles d'obtenir un terrain entre 1995 et 1996 selon les statistiques gouvernementales (Pereira, 2003, p.51). Du point de vue du MST, malgré les efforts du gouvernement, il y avait encore une grande partie du territoire qui demeurait improductif. Pour le MST, le problème est que l'administration Cardoso n'a pas changé les structures productives de l'agriculture. Il faut faire des réformes dans d'autres domaines de l'économie afin que l'agriculture à petite échelle soit intégrée dans l'économie productive. Il est nécessaire que les subventions gouvernementales soient redirigées des grands fermiers vers les petits fermiers. De plus, le développement infrastructurel, technique et financier doit supporter les petites fermes. Les petits propriétaires sont toujours à court de crédit. L'État est la principale source de crédit au Brésil, mais celui-ci attribue la grande part aux grands propriétaires de fermes modernes (Pereira, 2003, p.57). Bref, et cela est le point important de cette discussion, une simple réforme agraire basée sur la vente volontaire des terrains n'amènera aucun résultat profitable à moins que les imperfections des marchés du crédit, du capital et de la terre soit corrigées. Il faut permettre aux paysans de se servir de la terre comme garantie afin d'obtenir le crédit nécessaire à l'achat des biens d'équipement de capital.

### Tableau 1.1

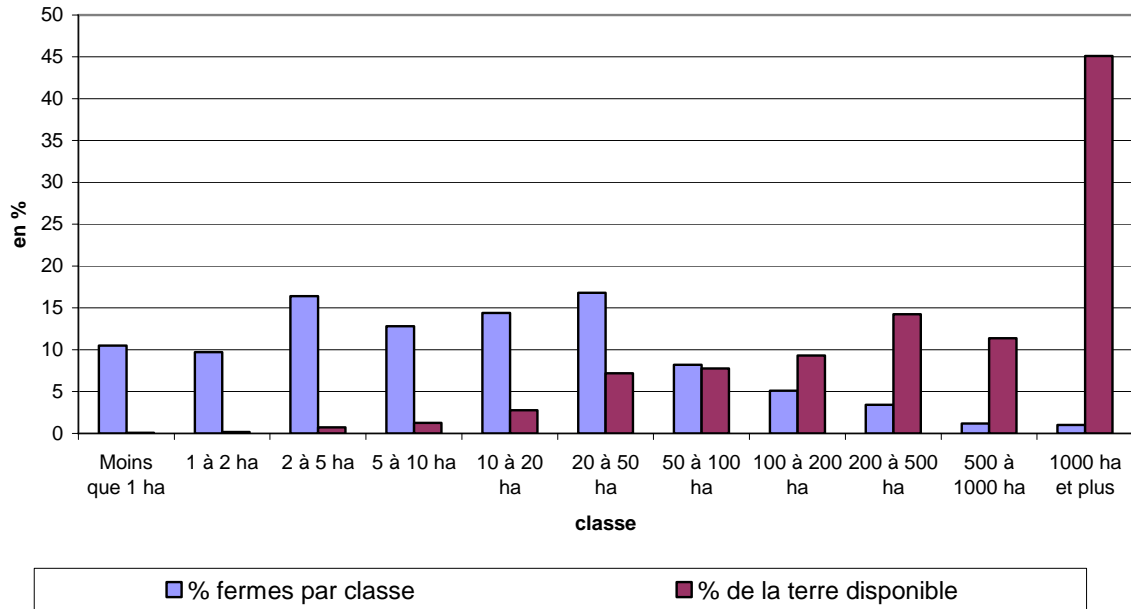
#### Le % des propriétés par classe de taille vs. le % de la terre possédée par classe de taille

classe	% des propriétés par classe	% de la terre possédée par classe
moins de 1 ha	10,5	0,08
1 à 2 ha	9,7	0,18
2 à 5 ha	16,4	0,72
5 à 10 ha	12,8	1,25
10 à 20 ha	14,4	2,77
20 à 50 ha	16,8	7,19
50 à 100 ha	8,2	7,76
100 à 200 ha	5,1	9,3
200 à 500 ha	3,4	14,26
500 à 1000 ha	1,2	11,36
1000 ha et plus	1	45,1

Source : Food and Agriculture organisation, United Nations  
[http://www.fao.org/es/ess/census/wcares/brazil\\_2000.pdf](http://www.fao.org/es/ess/census/wcares/brazil_2000.pdf)

**Figure 1.1**

**Le % des propriétés par classe de taille vs. le % de la terre possédée par classe de taille**



Source : Food and Agriculture organisation, United Nations  
[http://www.fao.org/es/ess/census/wcares/brazil\\_2000.pdf](http://www.fao.org/es/ess/census/wcares/brazil_2000.pdf)

## **2. Recension des études antérieures**

Nous passons maintenant à une revue détaillée de la littérature portant sur la relation entre la taille d'une ferme et sa productivité. Cette section est organisée de manière logique de façon à voir comment certaines explications prirent naissance et furent ensuite critiquées par d'autres auteurs. Le lecteur qui ne désire qu'un aperçu général plutôt que détaillé de ces études peut se référer au tableau 2.1 des pages 24 et 25.

### **2.1 Les économies d'échelles**

Il fut suggéré que les petites fermes produisent plus par unité de terre que les grandes fermes en raison de la présence d'économies d'échelles décroissantes. Toutefois, Berry et Cline (1979, p.6) affirment que les retours à l'échelle techniques sur les fermes sont constants et non décroissants.

Une étude sérieuse fut effectuée par Bardhan (1973) qui utilisa des micro-données d'environ 1000 fermes indiennes. Dans son étude, il cherche à tester (a) la relation inverse entre la taille d'une ferme et la production par acre, (b) les retours à l'échelle et (c) les imperfections sur le marché du travail. En estimant une fonction de production de type Cobb-Douglas, il démontre que les retours à l'échelle sont constants pour pratiquement tous les secteurs de production.

### **2.2 La relation négative entre la dimension d'une ferme et sa productivité**

Si les retours à l'échelle sont constants dans les opérations agricoles, la question consiste à savoir pourquoi les petites fermes produisent plus par unité de terre et pourquoi elles emploient plus de travailleurs par unité de terre.

Berry et Cline (1979) ont fait les premières études extensives sur ce thème. Ils vérifient empiriquement la relation entre la taille d'une ferme et la productivité en utilisant les

données du Brésil, de la Colombie, des Philippines, du Pakistan, de l'Inde et de la Malaisie. Ils en concluent que la productivité est plus grande sur les petites fermes que sur les grandes fermes. Étant donné que notre étude porte sur le Brésil, nous nous attarderons sur la méthodologie utilisée et les résultats obtenus au Brésil. Tout d'abord et en accord avec Bardhan (1973), l'estimation de la fonction de production a donné des retours à l'échelle constants pour tous les facteurs de production utilisés. De plus, la part de la main-d'œuvre dans la production diminue au profit du capital et de la terre à mesure que la taille de la ferme augmente. Les auteurs utilisent une enquête effectuée au nord-est du Brésil, réalisée conjointement par la Banque Mondiale et la Superintendencia para o Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE) en 1973 (Berry et Cline, 1979, p.45).

(i) :

Ils effectuent la régression par MCO (moindre carrés ordinaires) de la production par hectare sur le log de la dimension de la ferme.

$$Y/X = \beta_0 + \beta_1 \log X + \varepsilon_1$$

Où :

**Y** : Valeur de la production

**X** : Taille de la ferme en hectares

Le choix de la spécification « log » est basé sur des hypothèses de nature théoriques. Berry et Cline (1979, 48) postulent que la productivité agraire diminue plus rapidement au début et ensuite plus lentement à mesure que la taille de la ferme augmente. Les résultats sont convaincants : le coefficient de  $\beta_1$  est négatif et statistiquement significatif.



(ii) :

Ensuite Berry et Cline (1979, 47) cherchent à contrôler pour les facteurs hétérogènes entre les régions comme les conditions climatiques ou la qualité du sol.

$$Y/X = \beta_0 + \beta_1 \log X + \beta_2 P + d_1 D_1 + \dots + d_6 D_6 + \varepsilon_2$$

Où :

**P** : Prix moyen de la terre par hectare.

**D<sub>i</sub>** : Variable régionale binaire avec la valeur 1 si les données sont de la zone en question, 0 sinon.

Les variables régionales permettent de contrôler pour ces facteurs hétérogènes. De plus, le prix de la terre est utilisé comme estimateur de la qualité du sol. Ce choix est discutable étant donné les imperfections sur le marché de la terre que nous abordons dans la section suivante. Brièvement, le prix de la terre est plus élevé sur les petites fermes que sur les grandes fermes étant donné que l'achat de plus petits morceaux de terre mène à un plus grand prix par hectare. Ceci est vrai puisqu'il y a plus d'acheteurs qui se disputent les terres étant donné le plus petit coût total de l'achat (Berry et Cline, 1979, p.10). Dans ce cas, l'indicateur est biaisé vers le bas pour les grandes fermes. L'indicateur du prix suggère alors une qualité de la terre plus faible sur les grandes fermes que la réalité. Malgré ce léger problème, les résultats sont tout de même convaincants. Même après avoir contrôlé pour les différences interrégionales, le coefficient de  $\beta_1$  est toujours négatif et statistiquement significatif. La relation entre la production par unité de terre et la dimension de la ferme est donc toujours négative. En plus, l'inclusion de ces variables explicatives augmente énormément le pouvoir explicatif de la régression. Le  $R^2$  passe de 0.1323 à 0.8137 de la régression (i) à la régression (ii) (Berry et Cline, 1979, p.49). Cela suggère qu'il sera essentiel de contrôler le plus possible pour les facteurs hétérogènes lorsque nous voudrions tester notre hypothèse.

Berry et Cline (1979, 52-54) cherchent aussi à déterminer si la combinaison des différents facteurs de production (main-d'œuvre, capital et terre) change lorsque la taille de la ferme augmente. Leur hypothèse est très révélatrice dans le sens qu'elle cherche à montrer que les petites fermes emploient plus de travailleurs par unité de terre et que les grandes fermes substituent la machinerie à la main-d'œuvre. Afin de tester cette hypothèse, ils font la régression (1) du logarithme de la quantité de main-d'œuvre sur le logarithme de la dimension de la ferme et (2) du logarithme de la quantité de capital sur le logarithme de la dimension de la ferme. Dans ce type de régression, le coefficient du logarithme de la dimension de la ferme représente l'élasticité de la variable dépendante par rapport à la variable indépendante, c'est-à-dire que le coefficient indique par quel pourcentage la quantité du facteur de production utilisée augmente lorsque la taille de la ferme augmente de 1%. Les résultats confirment leur hypothèse. L'élasticité de l'utilisation de la main-d'œuvre par rapport à la taille de la ferme n'est que 0.38. Cela implique que le ratio de la main-d'œuvre sur le territoire disponible diminue rapidement lorsque la dimension de la ferme augmente. L'élasticité de l'utilisation du capital par rapport à la dimension de la ferme est quant à elle de 0.63, impliquant que le ratio capital à territoire disponible diminue lui aussi, mais beaucoup plus lentement. Cela prouve que le ratio main-d'œuvre/capital diminue lorsque la taille de la ferme augmente (Berry et Cline, 1979, p.52).

#### *Faiblesse de l'étude Berry et Cline,(1979)*

D'autres auteurs critiquent la méthodologie utilisée par Berry et Cline (1979) et nous les considérons ci-dessous. Pour le moment, concentrons-nous sur le choix des variables indépendantes dans leur modèle. Nous avons indiqué plus haut, et c'est un point sur lequel nous élaborons dans la section suivante, que les imperfections des marchés du travail, du capital, du crédit et de la terre sont en majeure partie responsables de la relation entre la taille

de la ferme et sa productivité. Les imperfections du marché du travail agissent de façon à augmenter la productivité des petites fermes, alors que les imperfections des marchés du capital, du crédit et de la terre la diminuent. Il aurait été intéressant de contrôler pour les imperfections sur le marché du capital et du crédit dans la régression afin de voir comment le coefficient du logarithme de la dimension de la ferme évolue. En contrôlant pour ces imperfections, le coefficient devrait théoriquement être encore plus négatif. Sous l'hypothèse raisonnable que la corrélation entre la taille de la ferme et l'intensité du capital physique sur la ferme est négative. Ce résultat aurait des implications de politique économique intéressantes : il devient alors évident que les politiques gouvernementales doivent être dirigées vers l'accessibilité au crédit pour les petits fermiers leur permettant ainsi d'acquérir des biens d'équipement de capital. Aussi, il n'y a pas de variable qui contrôle pour la nature du régime foncier sur la ferme. Nous supposons qu'une ferme qui pratique du métayage est moins productive en raison de ce que est appelé *l'inefficacité marshalienn*e.<sup>4</sup> Il aurait donc été préférable d'inclure des variables explicatives qui sépare les fermes en trois groupes : les fermes directement cultivées par les propriétaires, les fermes cultivées par des locataires à loyer fixe et les fermes cultivées sous métayage.

### 2.3 Omission de la variable « qualité du sol »

Des auteurs affirment que les résultats obtenus dans les études de Berry et Cline (1979) ne sont que la conséquence d'une variable omise dans leur régression de base. Cette variable (ou encore groupe de variables) est une mesure de la qualité du sol. Malgré le fait que les variables régionales utilisées par ces derniers contrôles pour les facteurs hétérogènes interrégionaux, elles ne prennent pas en considération les différences dans une même région, c'est-à-dire les caractéristiques propres à chacune des fermes au sein d'une même région. Sen

---

<sup>4</sup> Nous élaborons sur ce concept dans la section 3.4

(1975) est le premier à avoir soulevé le problème. Il affirme qu'il y a une relation négative entre la taille d'une ferme et la qualité du sol. L'argument est logique : les populations auraient migré à travers les années vers les régions les plus fertiles. La pression que ces populations appliquèrent sur la ressource terre résultat en une distribution plus égalitaire de la terre. Statistiquement parlant, cela signifie qu'omettre la variable « qualité du sol » provoque un biais vers le bas sur le coefficient du logarithme de la dimension de la ferme. Pour cette raison, certains auteurs argumentent que la relation négative disparaît lorsque la qualité du sol est prise en considération. Certains ont démontré ce résultat empiriquement, posant ainsi une problématique sur l'argument que la relation négative est le produit des imperfections sur le marché du travail.

Bhalla et Roy (1988), dans une étude effectuée dans plusieurs régions de l'Inde, incluent des variables pour la qualité du sol dans leur régression.

$$\ln(Y/X) = \beta_0 + \beta_1 \ln X + \alpha \ln Q + \varepsilon$$

Où :

**Q** est un vecteur de variables correspondant à (i) la texture du sol, (ii) la couleur du sol, (iii) la profondeur du sol et (iv) le nombre de lopins.<sup>5</sup> Dans l'enquête qu'ils utilisent, ces données qualitatives sont disponibles. Les résultats démontrent qu'avec l'inclusion de ces variables, la relation inverse disparaît dans 70% des régions en Inde (Bhalla et Roy, 1988, p.71).

Lamb (2003) utilise les données du *International Crop Research Institute for the Semi Arid Tropics* (ICRISAT) qui conduisirent des enquêtes au niveau de la ferme en Inde. Il choisit les revenus nets des intrants comme mesure de la production. La main-d'œuvre est évaluée au salaire moyen du village et les autres intrants aux prix moyens du village. Les données lui permettent lui aussi d'utiliser des mesures directes de la qualité du sol. Il a accès au type du sol, à la valeur du sol par terrain et la présence d'infrastructures d'irrigation sur

---

<sup>5</sup> un bon indicateur des ventes précipitées des mauvaises parties de territoires des petits fermiers aux grands fermiers.

chaque terrain. Lamb (2003) obtient un résultat similaire. La relation négative disparaît lorsque l'on contrôle pour la qualité du sol.

Malheureusement, ce n'est pas la majorité des enquêtes qui offrent des mesures directes de la qualité du sol. Il faut souvent se résigner à des techniques indirectes afin de contrôler cette variable. Benjamin (1995) utilise les doubles moindres carrés ordinaires pour vérifier la relation entre la taille d'une ferme et sa productivité chez les producteurs de riz de Java. Il utilise alors une technique de variables instrumentales pour remplacer la variable « qualité du sol » omise. Selon Benjamin (1995, p.55), la variable « dimension de la ferme » n'est pas une variable de choix, mais est plutôt endogène à d'autres variables. Les instruments qu'il utilise pour estimer la taille du territoire cultivé sont la densité de la population, la présence d'une ville et le nombre d'individus âgés de 10 à 15 ans. Le choix de ces instruments est basé sur l'idée que les populations auraient migré vers les régions fertiles à travers les années. Benjamin (1995) effectue donc en premier lieu la régression de la taille de la ferme sur ces trois instruments. En second lieu, il régresse la production par unité de terre par rapport à la taille de la ferme prédite par la première régression (plutôt que par la taille réelle). Ses résultats vont dans le même sens que ceux de Bhalla et Roy (1988) et de Lamb (2003), c'est-à-dire que la relation négative disparaît lorsque la qualité du sol est prise en considération. Du même coup, Benjamin (1995) argumente qu'on ne doit pas traiter la dimension de la ferme comme étant exogène, mais plutôt comme étant explicables par d'autres facteurs.

#### *Implications et critiques de ces études*

Les conclusions auxquelles parviennent ces auteurs remettent en doute notre hypothèse de départ que la relation négative entre la dimension de la ferme et sa productivité est nécessairement causée par des imperfections sur le marché du travail. En effet, ces trois

études nous montrent qu'il est possible que la différence de la qualité de la terre de chaque ferme soit la seule responsable des écarts de productivité. Puisque les grandes fermes ont tendance à avoir une qualité de terre plus faible, ils cultivent une plus petite fraction de leur territoire. De ce point de vue, nous ne pouvons pas affirmer de manière certaine qu'une réallocation de la terre augmenterait la production et l'emploi (Benjamin, 1995, p.83). Cependant, l'hypothèse stipulant que les petites fermes possèdent toujours une meilleure qualité de la terre en raison des pressions de la population à travers le temps doit être utilisée avec prudence. Cela dépend toujours du contexte historique du pays étudié. Dans les pays de l'Amérique latine comme le Brésil où la terre est une ressource abondante, la distribution de la terre ne se fit pas de façon naturelle comme dans les pays de l'Asie. La structure agraire en place au Brésil est le résultat de la colonisation de l'Amérique par les puissances européennes. Les grandes propriétés de terre furent acquises par les gens à proximité du pouvoir. Il n'est pas évident ici que les petites fermes soient de meilleure qualité. Il est vrai que l'universalité des imperfections du marché du travail comme explication à la relation négative est mise en cause. Toutefois, il ne faut pas affirmer que la qualité du sol est toujours la seule responsable de cette relation. Néanmoins, ces auteurs ont démontré qu'il est essentiel d'en tenir compte dans nos tests.

Comme nous l'avons mentionné, les bases de données ne permettent pas toujours d'inclure des variables qui correspondent à des mesures directes de la qualité du sol. La plupart du temps, l'utilisation de méthodes indirectes est nécessaire. Deux méthodes sont principalement utilisées. La première est la déségrégation régionale, c'est-à-dire l'inclusion de variables binaires régionales afin de contrôler pour les facteurs hétérogènes entre les régions. Il est raisonnable de croire qu'en divisant l'échantillon des fermes en petites unités géographiques, nous éliminons en grande partie le problème de l'hétérogénéité du sol. Sen (1975) a d'ailleurs vanté les avantages d'utiliser un échantillon villageois pour tester

l'hypothèse de la relation négative, puisque cela réduit le problème des divergences de climat, de type de sol et de d'autres facteurs environnementaux. Toutefois, comme Heltberg (1998, p.1809) le mentionne, cette approche présente des problèmes méthodologiques. Ajouter des variables binaires au modèle diminue le nombre de degrés de liberté disponibles, impliquant ainsi que la relation négative entre la taille d'une ferme et sa productivité sera rejetée plus facilement. La deuxième méthode est l'utilisation de variables instrumentales utilisée par Benjamin (1995). Le problème avec sa méthode est la validité de ses instruments. Il semble que la densité de la population, la présence d'une ville et le nombre d'individus âgés entre 10 et 15 ans n'ont pas un fort pouvoir explicatif pour la prédiction de la taille d'une ferme. Le  $R^2$  de cette régression n'est que de 0.12 (Heltberg, 1998, 1809). Les instruments utilisés doivent être choisis de façon à ce que la taille prédite corresponde plus ou moins à la taille réelle de la ferme.

#### 2.4 Productivité totale des facteurs versus production par unité de terre

Les études antérieures déjà présentées, mise à part l'étude de Lamb (2003) qui utilise les profits, utilisent une mesure simple de la productivité : la valeur de la production totale par unité de terre. De cette manière, les petites fermes sont dites plus productives si leur production par hectare est plus grande que celle des grandes fermes. Par contre, cela suppose que les grandes fermes ne sont pas efficaces parce qu'elles utilisent moins leurs facteurs de production (Ray, 2001, p.447). Économiquement parlant, cela signifie que les petites fermes produisent plus près de leur frontière de possibilités que les grandes fermes. L'hypothèse implicite de cette mesure de la productivité est que les petites fermes et les grandes fermes ont la même fonction de production. Bardhan (1973, p.1375) voit aussi le problème que la mesure production par unité de terre suppose que la composition des produits cultivés est la même pour toutes les fermes. Cela pose un problème puisque que les fermes de dimensions

différentes ne produisent pas nécessairement les mêmes commodités. Il est possible que les grandes fermes aient la tendance de concentrer dans la production de denrées à grande valeur ajoutée. Si c'est le cas, alors cet effet de composition de produits ne sera pas capté en utilisant la production par unité de terre comme mesure de la productivité. Carter (1984) règle ce problème en dégonflant la valeur de la production agricole de chaque ferme par un index de prix de Laspeyres spécifique à l'année et à la région de la production. Cela permet ensuite de traiter la composition de la production de chaque ferme comme étant équivalente. Même en utilisant cette méthodologie, Carter (1984) trouve une forte relation négative et significative. Son estimation par moindres carrés ordinaires indique que la production par hectare diminue de 40% lorsque la taille de la ferme double (Carter, 1984, p.136).

Certains auteurs croient qu'il existe un meilleur indicateur pour l'efficacité de la ferme. La productivité totale des facteurs permet de voir si les petites fermes ont une fonction de production qui est plus éloignée que celle des grandes fermes. Helfand et als. (2004) croient que la relation inverse pourrait être moins prononcée et même renversée si la productivité totale des facteurs est utilisée plutôt qu'une simple mesure de la production physique. Leur étude porte sur le centre ouest du Brésil et utilisent les données de l'enquête agricole du Brésil de 1995/96. Au lieu de prendre la production par unité de terre comme variable dépendante dans leur modèle, ils utilisent plutôt une mesure de l'inefficacité des fermes. Ils cherchent à déterminer la direction dans laquelle la mesure de l'efficacité évolue à mesure que la taille des fermes augmente. Tout d'abord, ils calculent l'efficacité dans la production en utilisant le *Data Envelopment Analysis* (DEA). L'efficacité est définie dans un sens relatif. Elle est définie comme étant la distance entre la combinaison *facteur de production - valeur de production* et la meilleure possibilité sur la frontière de production. Ensuite, ils font la régression par moindres carrés généralisés (afin de prendre en compte la présence d'hétéroscédasticité) à travers 426 comtés cette mesure de l'efficacité technique sur



un ensemble de variables explicatives.<sup>6</sup> Un aspect intéressant de leur étude est qu'elle ne limite pas les variables explicatives à la dimension de la ferme. Elle inclut en plus la composition de la production, l'accès aux institutions et des indicateurs de la technologie utilisée sur chaque ferme. Cela permet de capter les imperfections sur les marchés du capital et du crédit puisque, comme nous l'avons déjà mentionné, les petites fermes ont un accès plus limité à ces ressources. De plus, les petits fermiers ont tendance à avoir un accès réduit au marché, souvent dû aux coûts de transport inabordables qui lui sont associés (Collins, 1995, 1109). Elle contrôle aussi pour le régime foncier (propriété, location ou métayage).

Les résultats obtenus diffèrent quelques peu des études que nous avons déjà survolées. Les auteurs obtiennent une relation en U plutôt qu'une relation inverse. Les fermes de 1000 à 2000 hectares sont estimées d'être les moins efficaces de toutes. Elles sont 36% moins efficaces que les fermes de 20-50 hectares (Helfland et als., 2004, p.246). Ensuite, l'inefficacité diminue à mesure que la taille des fermes augmente. Helfland et als. (2004) interprètent ce résultat par le fait que les grands fermiers ont un accès préférentiel aux institutions publiques qui améliorent l'efficacité. Les plus importantes génératrices d'efficacité parmi celles-ci sont l'accès au marché par le biais de l'accès à l'infrastructure et à l'électricité rurale. Cette étude suggère que le gouvernement promeuve l'accès des petites fermes aux institutions qui génèrent l'efficacité.

#### *Critique de l'utilisation de la productivité totale des facteurs*

Il est évident que la productivité totale des facteurs est une mesure plus juste de la productivité d'une ferme que la production par unité de terre. Toutefois, la difficulté avec cette approche est que les petites fermes et les grandes fermes n'utilisent pas nécessairement les mêmes facteurs de productions. La seule façon de remédier à ce problème serait

---

<sup>6</sup> Ils contrôlent pour les facteurs hétérogènes tels la qualité du sol en incluant des effets fixes de comtés.

d'effectuer une transformation permettant d'évaluer les facteurs de production dans la même unité de mesure. Il faudrait donc multiplier la quantité de chacun des facteurs de production par son prix du marché afin d'avoir une donnée agrégée (Ray, 2001, p.447). Il y a par contre des facteurs de production qui n'ont pas de prix réel sur le marché. Le plus important d'entre eux est la main-d'œuvre familiale. Une solution serait d'estimer son coût d'opportunité du travail sur la ferme, c'est-à-dire le salaire que le travailleur pourrait obtenir sur le marché du travail moderne. Toutefois, cette méthode n'est sensée que dans un monde sans chômage. Dans une économie où le chômage urbain est important, le coût d'opportunité du travail sur la ferme est plutôt le salaire du marché multiplié par la probabilité de trouver de l'emploi. Cette probabilité étant difficile à déterminer (notamment si le taux de chômage en ville varie selon la période de l'année ou à travers les différentes occupations), il risque d'y avoir beaucoup d'erreur de mesure quand on cherche à évaluer le prix réel du marché d'un travailleur familial.

En fait, on mesure l'efficacité sociale d'une économie en évaluant les facteurs de production à leurs prix sociaux (Berry et Cline, 1979, p.16). On peut qualifier les petites fermes d'inefficaces lorsqu'un surplus de main-d'œuvre familiale reste sur la ferme malgré la présence d'opportunités réelles d'emploi à l'extérieur. Toutefois, dans un monde où les opportunités d'emplois se font rares ou sont absentes, le coût social du travail est presque nul. Ces fermes deviennent alors les plus efficaces de toutes. Il n'est donc pas surprenant que les petites fermes produisent plus par hectare en appliquant plus de main-d'œuvre à la production, et non pas en produisant plus avec la même quantité d'intrants. Dans son étude portant sur l'agriculture indienne, Carter (1984, p.144) estime que les petites fermes produiraient approximativement 15% moins que les grandes fermes si elles utilisaient la même quantité d'intrants (Carter, 1984). Les économistes qualifieraient ces établissements comme étant inefficaces au sens technique du terme. Par contre, en prenant compte le fait que

les opportunités extérieures sont quasi-inexistantes, alors ces fermes doivent être perçues comme efficaces et génératrices d'emplois. Pour les raisons mentionnées, il est donc plus sécuritaire, à notre avis, d'utiliser la production par unité de terre comme mesure de la productivité. De toute façon, comme Berry et Cline (1979, p.16) l'indiquent, les mesures supérieures de l'efficacité renforcent les résultats empiriques au lieu de les contredire.

**Tableau 2.1**

**Résumé de la recension des études antérieures**

Auteur et année	Thème de recherche	Échantillon étudié	Méthodologie	Principales conclusions
<b>Bardhan (1973)</b>	-Les retours à l'échelle sur la terre.	-Micro-données couvrant environ 1000 fermes indiennes.	-Estimation d'une fonction de production de type Cobb-Douglas.	-Les retours à l'échelle sont constants pour presque tous les secteurs.
<b>Berry et Cline (1979)</b>	- La relation entre la productivité des fermes et la taille des fermes. - Relation entre le ratio capital physique/main-d'œuvre et la taille des fermes.	-Enquête au nord-est du Brésil effectuée par la Banque Mondiale et la SUDENE.	-Moindres carrés ordinaires.	-Relation négative entre la production par hectare et la taille de la ferme -Ratio capital physique/main-d'œuvre augmente lorsque la taille de la ferme augmente.
<b>Bhalla et Roy (1988)</b>	-Omission de la variable « Qualité du sol ».	-Étude effectuée dans plusieurs régions de l'Inde.	-Moindres carrés ordinaires. -Ajout de variables qualitatives afin de contrôler pour la qualité du sol (texture du sol, couleur du sol, profondeur du sol, nombre de lopins).	-La relation négative entre la productivité et la taille de la ferme disparaît dans 70% des régions étudiées.
<b>Lamb (2003)</b>	-Omission de la variable « Qualité du sol ».	-Données provenant du ICRISAT (Inde).	-Moindres carrés ordinaires. -Ajout de variables qualitatives (valeur du sol, présence d'infrastructures d'irrigation).	-La relation négative disparaît lorsque l'on contrôle pour la qualité du sol.

**Tableau 2.1 (suite)**

**Résumé de la recension des études antérieures**

Auteur et année	Thème de recherche	Échantillon étudié	Méthodologie	Principales conclusions
<p><b>Benjamin (1995)</b></p>	<p>-Omission de la variable « Qualité du sol ». -Endogenéité de la variable « Dimension de la ferme ».</p>	<p>-Étude sur les producteurs de riz dans la région de Java.</p>	<p>-Doubles moindres carrés ordinaires. -Il utilise une valeur prédite de la taille de la ferme plutôt que sa valeur réelle en utilisant des instruments. -Instruments : la densité de la population, la présence d'une ville, le nombre d'individus âgés de 10 à 15 ans.</p>	<p>-La relation négative disparaît lorsqu'on prend la qualité du sol en considération. -Les instruments utilisés n'expliquent qu'environ 12% de la variation dans la taille des fermes.</p>
<p><b>Helfland et als. (2004)</b></p>	<p>-Les grandes fermes et les petites fermes n'ont pas nécessairement la même fonction de production.</p>	<p>-Étude sur le centre ouest du Brésil utilisant les données de l'enquête agricole du Brésil de 1995/96.</p>	<p>-Ils utilisent la productivité totale des facteurs plutôt que la production par unité de terre comme mesure de productivité. -Ils utilisent le <i>Data Envelopment Analysis</i> pour développer un indicateur de l'inefficacité des fermes. -Régression par moindres carrés généralisés (MCG).</p>	<p>-Ils obtiennent une relation en U plutôt qu'inverse. -Les fermes de 1000 à 2000 hectares sont estimées d'être les moins efficaces de toutes.</p>

### **3. Analyse théorique des hypothèses testées**

Maintenant que nous avons fait un survol détaillé des études empiriques majeures traitant de la relation entre la taille d'une ferme et sa productivité, nous devons justifier théoriquement le choix des variables que nous incluons dans nos modèles empiriques. Comme mentionné dans l'introduction, nous cherchons tout d'abord à évaluer s'il existe une relation négative entre la taille d'une ferme et sa productivité dans le Nord-est du Brésil. Ensuite, nous tentons d'identifier, si cette relation existe, quels facteurs la causent. Finalement, nous effectuons des tests visant à déterminer si la proportion de chacun des facteurs de production (main-d'œuvre, capital) dans la production agricole change lorsque la taille des fermes augmente.

Notre hypothèse stipule que la relation négative entre la taille des fermes et la productivité est la conséquence d'imperfections sur le marché du travail. Ces imperfections sont de deux natures. La première est ce que Sen (1966) qualifie du dualisme sur le marché du travail. La deuxième est causée par un problème d'incitations, c'est-à-dire que les agents (locataires de la terre) n'ont pas les mêmes objectifs de production que ceux des grands propriétaires. Ces imperfections sur le marché du travail font en sorte que la production par unité de terre est plus élevée sur les petites fermes que sur les grandes fermes. Cependant, il y a aussi dans les pays en voie de développements des imperfections sur les marchés du crédit et du capital. Ces imperfections ont quant à elles l'effet contraire, elles favorisent plutôt l'efficacité des grandes fermes au détriment de celles des petites fermes. De plus, nous adressons la question du régime foncier en place sur une ferme. Des conclusions de nature théorique portent à croire que le niveau de la production diffère selon si la terre est directement cultivée par les propriétaires, des locataires ou des métayers.

Cette section de l'essai fournit une analyse théorique extensive des imperfections mentionnées afin de justifier la spécification des tests que nous adressons à la section

suivante. Puisque les imperfections vont dans le sens contraire, seule une analyse empirique permet de voir quel ou quels effets dominant. Toutefois, nous nous adressons en premier lieu aux imperfections sur le marché de la terre qui font en sorte que les forces du marché ne permettent pas une distribution de la terre optimale.

### 3.1 Imperfections du marché de la terre

Il devrait maintenant être clair par la revue de la littérature antérieure que la relation négative entre la dimension d'une ferme et sa productivité est courante. Les grandes fermes étant moins productives, on pourrait se demander pourquoi les grands propriétaires ne vendent pas une partie de leur terre aux paysans qui la cultivent. Le prix de la terre étant théoriquement représentatif de la valeur productive de la ressource, il serait avantageux pour ces propriétaires de la vendre s'ils ne peuvent pas l'utiliser de manière optimale. Si les petits fermiers pouvaient acheter la terre des propriétaires riches, alors il y aurait des gains d'efficacité dans l'économie (Ray, 2001, p.455). La question est donc de savoir s'il existe un marché pour la terre. Si la réponse à cette question est affirmative, fonctionne-t-il parfaitement ?

Ray (2001, p.456) affirme que dans plusieurs pays du tiers-monde, le marché de la terre est limité ou tout simplement inexistant. La propriété de la terre change très lentement dans ces pays. C'est notamment le cas au Brésil, où malgré les réformes agraires de Cardoso, la corruption politique fit en sorte que plusieurs fermiers ne possèdent pas les droits de propriété sur leurs fermes. Il est beaucoup plus difficile pour un petit fermier d'obtenir un titre légal de propriété qu'il ne l'est pour un grand fermier (Pereira, 2003, p.56). Quand il existe, le marché de la terre est imparfait dans le sens où le coût d'opportunité de la terre est plus faible pour les grands propriétaires qu'il ne l'est pour les petits. Cela est occasionné par plusieurs facteurs. Tout d'abord, les grands fermiers ont accès à un meilleur crédit leur

permettant d'acheter de la terre à un taux d'intérêt réel plus faible, parfois négatif lorsque le taux d'inflation est élevé. De plus, les propriétaires pauvres vendent parfois leur terre précipitamment à un prix plus faible que sa valeur en raison de problèmes financiers (Van Zyl et als., 1996, p.8). Aussi, il est commun de voir les grands propriétaires conserver la terre pour des raisons autres que la production. Notons d'abord l'accumulation de la terre pour des raisons de prestige et de pouvoir politique. Ensuite, la terre peut être utilisée comme un actif financier dans les pays où l'inflation est chronique et où les marchés de capitaux sont imparfaits. Enfin, les grands propriétaires évitent parfois de louer des parties de leur territoire de peur de les perdre advenant une réforme agraire (Berry et Cline, 1979, p.12). Bref, plus la terre est appropriée pour des objectifs autres que la production, alors plus faible sera la productivité agricole sur les grandes fermes.

Il est donc évident que le marché de la terre ne peut pas agir en sorte que la distribution de la terre se fasse de façon optimale dans une économie rurale en voie de développement. Alors que les grands fermiers devraient vendre une partie de leur territoire aux petits fermiers, c'est plutôt l'inverse qui se produit. Les petits propriétaires, souvent en détresse financière, vendent leurs propriétés aux riches fermiers. Les paysans sans terre, quant à eux, ne peuvent se procurer la ressource dû à leur incapacité d'accéder à des sources de crédit. Cela explique bien pourquoi la réforme agraire menée par le marché de Cardoso n'aboutit pas aux résultats espérés.

### 3.2 Imperfections du marché du travail

La structure agricole des pays en voie de développement génère deux types d'imperfections sur le marché du travail qui toutes les deux poussent la productivité à être plus élevée sur les petites fermes. Ces deux imperfections sont *le dualisme sur le marché du travail rural* et *le problème de supervision sur les grandes fermes*.



### *Le dualisme sur le marché du travail*

Le dualisme sur le marché du travail rural est un concept proposé pour la première fois par Amartya Sen (1966). Il stipule qu'il y a un secteur moderne et un secteur traditionnel dans l'économie rurale. Alors que la productivité marginale du travail serait égale au salaire du marché dans le secteur moderne (les grandes fermes), celle-ci serait inférieure au salaire dans le secteur traditionnel (les petites fermes *ou* fermes familiales). Carter (1984) affirme que cela est dû au fait que *le mode de production* sur les petites propriétés diffère du *mode de production* sur les grandes fermes. Les fermes familiales utilisent leurs facteurs de production (principalement la main-d'œuvre) de manière plus intensive ce qui génère une production plus élevée par hectare que les grandes fermes orientées vers le marché.

La présence de deux *modes de production* est causée par des facteurs tant économiques que sociaux. À titre de représentation, imaginons une économie en situation de plein emploi. Dans ce cas, le fermier a la possibilité de quitter la terre familiale pour aller chercher du travail à la ville rémunéré au salaire du marché. Dans cette situation, le fermier décide de quitter la ferme familiale si sa productivité marginale sur la ferme est inférieure à ce salaire. Cela est logique puisque cet individu pourrait gagner plus en travaillant en ville plutôt qu'en restant sur la ferme. On voit que théoriquement, si l'économie est au plein emploi, alors les grandes fermes et les petites fermes emploient un nombre de travailleurs optimal sur leur ferme. Les deux types de fermes engagent le nombre de travailleurs qui fait en sorte que la productivité marginale du travail est tout juste équivalente au salaire du marché. Le coût d'opportunité d'engager un travailleur de plus pour le grand propriétaire est le salaire du marché. Pour le travailleur familial, le coût d'opportunité d'appliquer le travail sur la ferme familial est aussi le salaire du marché puisque c'est ce qu'il pourrait recevoir s'il quittait la ferme (Ray, 2001, p.449). Dans cet univers, il n'y donc aucune raison de croire que les

fermes traditionnelles appliquent plus de travailleurs par unité de terre que les fermes modernes.

Par contre, comme nous l'avons déjà indiqué à maintes reprises, les pays en voie de développement sont souvent pris avec un problème de chômage urbain sévère. Si l'économie n'est pas en situation de plein emploi, alors l'argument du paragraphe précédent ne tient plus. Le coût d'opportunité du travailleur sur une ferme familiale n'est plus le salaire du marché, mais plutôt le salaire du marché multiplié par la probabilité de trouver de l'emploi dans le secteur moderne (Ray, 2001, p.450). Dans les pays où le chômage est extrêmement élevé, cette probabilité est presque nulle. Cela implique que le secteur moderne fait face à un coût d'opportunité plus élevé que le secteur traditionnel. Les fermes familiales emploient à une productivité marginale du travail inférieure au salaire du marché alors que les grandes fermes emploient à une productivité marginale du travail égale à ce même salaire. En plus, étant donné les traditions sociales et les liens familiaux, les membres de la famille incapables de vendre leur travail ailleurs appliquent leur main-d'œuvre sur la ferme traditionnelle. En théorie, un surplus de travailleurs amènerait le salaire d'équilibre à zéro, mais les fermes familiales trouvent solution à ce problème par le partage des revenus à travers les membres de la famille (Berry et Cline, 1979, p.9).

Il y a aussi des facteurs sociaux n'ayant aucun lien avec la théorie des agents économiques qui font en sorte que le nombre de travailleurs par unité de terre soit plus grand sur les fermes familiales. L'un d'eux est la réticence des femmes et des enfants dans les fermes des pays en voie de développement d'offrir leur travail sur le marché du travail. Le tissu social et la division du travail entre les sexes sont très présents dans ces communautés. Les femmes préfèrent rester afin de s'occuper des tâches domestiques comme la cuisine et l'éducation des enfants (Bardhan, 1973, p.1380).

On voit que les raisons économiques et sociales sur lesquelles nous venons d'élaborer font en sorte que le *mode de production* d'une ferme familiale diffère de celui d'une ferme moderne. Comme Sen (1966) le remarque, les grandes fermes sont dépendantes de main-d'œuvre qu'elles doivent payer au salaire du marché alors que les travailleurs sur les fermes familiales (la plupart du temps des membres de la famille) sont prêts à travailler pour un salaire moindre que le salaire du marché. Cela implique que le prix réel du travail est moins élevé pour cette dernière. On s'attend alors à ce que les fermes traditionnelles emploient plus d'agriculteurs par unité de terre.

#### *Problème de supervision sur les grandes fermes*

En plus du dualisme sur le marché du travail, il y a aussi le problème d'asymétrie d'information entre le propriétaire et le travailleur dans la production agricole qui puisse expliquer l'intensité de la main-d'œuvre sur les petites fermes. Cette asymétrie fait en sorte que le niveau de production observé ne correspond pas au niveau de production optimal pour l'économie. Feder (1985) est le premier à avoir soulevé ce problème. Il rejette l'universalité du dualisme sur le marché du travail. L'explication, selon lui, réside plutôt dans l'idée que les employés sont plus efficaces lorsqu'ils sont supervisés. Les employés sur les petites fermes sont plus motivés étant donné qu'ils sont pour la plupart du temps des membres de la famille. De plus, lorsqu'ils emploient des travailleurs de l'extérieur, les membres de la famille travaillent à leurs côtés et performant en même temps un rôle de supervision. En opposition, les grands propriétaires doivent engager des superviseurs afin de vérifier l'effort fourni par les travailleurs. Ces superviseurs représentent un coût pour le propriétaire et diminuent ainsi ses profits (Assunção et Ghatak, 2003, p.190). Pour cette raison, les grands propriétaires auront tendance à engager moins de main-d'œuvre afin d'éviter l'absorption des coûts liés à la

supervision. Ainsi, la main-d'œuvre sur les grandes fermes est moins intensive et conséquemment la production moins élevée.

Ces deux imperfections du marché du travail ne sont évidemment pas mutuellement exclusives. Ce qui est important de noter est qu'elles ont toutes les deux les mêmes impacts sur la production agricole : elles font en sorte que la main-d'œuvre est plus intensive sur les petites fermes et que conséquemment la production par hectare est plus élevée pour le même niveau de capital physique. Nous passons maintenant aux imperfections du marché qui réduisent l'efficacité des petites fermes et favorisent celle des grandes fermes.

### 3.3 Imperfections des marchés du capital et du crédit

Les marchés de crédit et de capital dans les régions rurales des pays en voie de développement sont reconnus d'être imparfaits dans le sens que le taux d'intérêt payé par les gens pauvres est beaucoup plus élevé que le taux du marché et que bien souvent ceux-ci ne peuvent tout simplement pas en obtenir. Les raisons pour cela sont la présence du risque et d'asymétrie d'information dans l'agriculture. Les institutions de crédit formelles rationnent le crédit disponible au secteur agricole, ce qui mène à une contrainte de crédit (Heltberg, 1998, p.1815). En raison du risque d'absence de remboursement, les institutions financières préfèrent prêter aux grands propriétaires de fermes puisque ceux-ci utilisent leur propriété comme garantie de prêt. Ils ont donc accès à un crédit moins cher leur permettant d'acquérir des biens de capitaux pour la production agricole.

En plus du manque d'accès au crédit, d'autres facteurs font en sorte que les fermes familiales ont de la difficulté à acquérir des biens de capitaux. Van Zyl et als. (1996, p.9) affirment que les interventions de l'état dans l'économie rurale sont souvent dirigées vers le secteur moderne. Les politiques macroéconomiques visant à maintenir un taux de change

surévalué de la monnaie nationale permettent aux grands fermiers d'importer des biens de capital à des prix subventionnés. Le manque de crédit et de monnaie forte des petits fermiers les empêchent de bénéficier de cette subvention indirecte.

Il est clair que contrairement aux imperfections sur le marché du travail, les imperfections sur les marchés du crédit et du capital ont un effet pervers sur l'efficacité des petites fermes à un niveau donné de main-d'œuvre. Elles font en sorte que le coût d'opportunité d'investir en capital soit plus élevé pour les petits propriétaires que pour les grands propriétaires. Pour cette raison, on s'attend à ce qu'il y ait une substitution du travail vers le capital dans les grandes fermes.

### 3.4 Théorie du métayage

Alors que la majorité des propriétaires des petites fermes cultivent eux mêmes leur propriété, les grands propriétaires engagent quant à eux des employés pour cultiver la leur. Il y a deux types de contrats qui sont communs dans les pays en voie de développement : la location à loyer fixe et le métayage. La location consiste à permettre à un paysan de cultiver la terre à son propre profit en échange d'un loyer fixe qu'il paie au propriétaire. Le métayage, quant à lui, consiste à partager la production avec le propriétaire dans des proportions déterminées avant la récolte. La location à loyer fixe est plus répandue dans les pays de l'Amérique latine alors que le métayage l'est plus dans les pays de l'Asie (Ray, 2001, 428).

En théorie, la location à loyer fixe est plus efficace que le métayage en terme de production. La raison est que le locataire cherche à maximiser son profit en produisant la quantité totale qui fait en sorte que son revenu marginal est tout juste égale à son coût marginale. Par contre, le métayage donne une production qui est moins grande. Les métayers n'optimisent pas par rapport à la quantité totale de production. Ils optimisent plutôt par rapport à la part de la production qui leur reste. Étant donné la productivité marginale

décroissante au travail, la quantité optimale à produire pour le paysan est plus faible que s'il ne partageait pas avec son propriétaire. Le métayage mène toujours à une production plus faible qu'en location à loyer fixe. On qualifie ce résultat théorique d'*inefficacité marshallienne* (Ray, 2001, p.424).

Il serait donc toujours plus profitable pour le propriétaire d'offrir un contrat de travail à loyer fixe. Pourtant, le métayage est très répandu dans les pays en voie de développement. La raison est que l'*inefficacité marshallienne* ne prend pas en compte le risque couru dans la production agricole. Le niveau de production est corrélé avec des facteurs aléatoires telles les conditions climatiques et le niveau de précipitations. Lorsque le paysan s'engage à payer un loyer fixe, il assume tout le risque des variations dans la production, un risque qu'il ne pourrait assumer s'il n'a pas d'épargne. Le métayage fait en sorte que le risque est partagé entre le propriétaire et le paysan. On trouve alors la pratique du métayage dans les cas où le locataire ne peut pas accepter un contrat dans lequel il doit assumer tout le risque.

Nous devons aussi tout de même être prudents lorsque nous affirmons que le métayage mène toujours à un niveau de production plus faible. Si le paysan n'a pas d'autres opportunités de travail, son coût d'opportunité au travail devient presque nul. Dans ce cas, il est possible que le paysan travaille intensément sur la ferme, même dans un contrat de métayage.

Nous avons vu que les imperfections des marchés ne vont pas toutes dans le même sens. Il est donc nécessaire de vérifier empiriquement le sens de la relation entre la taille d'une ferme et sa productivité. La prochaine section est consacrée à l'analyse empirique des hypothèses que nous voulons vérifier.

#### **4. Analyse empirique**

Cette section se divise en 4 sous-sections majeures. La première présente une brève description des données utilisées. La deuxième présente la spécification et les résultats des tests portant sur la relation entre la taille des fermes et la productivité. La troisième présente les résultats de l'estimation d'une fonction Cobb-Douglass de la production des fermes. Cette méthodologie vise à ensuite analyser le terme d'erreur de l'estimation. Finalement, dans la quatrième sous-section, nous observons comment le ratio capital/main-d'œuvre évolue à mesure que la taille des fermes augmente. Dans chacune des sous-sections, nous définissons chacune des variables des modèles en expliquant clairement comment elles sont quantifiées.

##### **4.1 Les données**

Les données utilisées sont tirées du *Censo Agropecuario 1996* publié par le *Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE)*.<sup>7</sup> L'enquête a été menée dans tout le pays sur une période d'environ 80 jours (Août à Octobre 1996). L'entrevue directe fut la méthode de collection de données. Les données réfèrent à la production agricole du 1<sup>er</sup> août 1995 au 31 juillet 1996. Notre étude porte sur le nord-est du Brésil, alors nous utilisons seulement les données pour les provinces Maranhao, Piaui, Bahia, Ceara, Paraiba, Pernambuco, Alago, Sergipe. Nous excluons la province Rio Grande do Norte de notre échantillon à cause d'un problème de données manquantes pour cette province. Nous choisissons le nord-est du Brésil puisque l'étude de Berry et Cline (1979) porte sur la même région et nous voulons voir si la relation aurait changé de sens avec les années.

Les résultats de l'enquête disponibles sur le internet du *IBGE* n'offre pas des données au niveau de la ferme. En fait, chaque observation correspond à une municipalité plutôt qu'à une ferme. Cela implique que nous devons travailler avec des moyennes municipales plutôt

---

<sup>7</sup> Les résultats principaux de cette enquête sont disponibles sur le site Web du *Food and Agriculture Organisation* des Nations Unies. ([http://www.fao.org/es/ess/census/wcares/brazil\\_2000.pdf](http://www.fao.org/es/ess/census/wcares/brazil_2000.pdf))

qu'avec des micro-données. Cela cause certains problèmes. L'un d'eux est que les variations à l'intérieur d'une même municipalité ne seront pas captées. Un autre est que l'interprétation des résultats devient plus difficile. Par exemple, il devient impossible de savoir la variation dans la valeur de la production d'une ferme qu'occasionnerait une augmentation de 1% d'une certaine variable, puisque nous ne pouvons parler qu'en termes de moyennes municipales. Toutefois, étant donné que l'intérêt de cet essai est de déterminer le sens des relations entre la variable dépendante et les variables indépendantes plutôt que leurs ampleurs, alors ce problème n'est pas incontournable. Grâce à plusieurs manipulations des données, nous parvenons à obtenir la taille moyenne pondérée des fermes dans chacune des 1406 municipalités de notre échantillon.<sup>8</sup> Une taille moyenne plus faible signifie qu'il y a soit plus de petites fermes dans cette municipalité ou moins de grandes fermes. Dans les deux cas, la présence d'une corrélation négative ou positive entre une variable et la taille de la ferme ne changera pas de sens si l'indicateur « taille moyenne de la ferme dans une municipalité » est utilisé à la place.

#### 4.2 La relation négative entre la taille d'une ferme et sa productivité.

##### *Spécification*

Afin de vérifier empiriquement la relation négative entre la taille d'une ferme et sa productivité, nous effectuons cinq régressions par moindres carrés ordinaires. En premier lieu, nous régressons le logarithme de la valeur de la production par hectare sur le logarithme de la taille d'une ferme.<sup>9</sup> La relation entre ces deux variables n'est pas directe, mais plutôt indirecte. Comme il a été expliqué en détail dans la section 3, la relation entre la taille de la ferme et sa productivité est causée par des imperfections sur les différents marchés. Dans ce cas, cette première régression vise à déterminer si les imperfections sur le marché du travail

---

<sup>8</sup> La façon dont chaque variable est calculée est présentée en détail dans la section 4.2.

<sup>9</sup> Le choix de la forme logarithme a déjà été justifié dans la revue de l'étude de Berry et Cline (1979) présentée à la section 2.2



dominent les imperfections sur les marchés du capital physique, crédit et autres. En deuxième lieu, nous contrôlons pour les différences dans la qualité sol et autres hétérogénéités (ex. conditions climatiques) entre les provinces en ajoutant des variables binaires pour chaque province. En troisième lieu, nous ajoutons des variables contrôlant pour la quantité de capital physique et des autres intrants utilisés sur la ferme. En quatrième lieu, nous incluons des variables contrôlant pour l'accès aux biens d'utilité publique fournis par le gouvernement. En dernier lieu, nous ajoutons une variable qui contrôle pour le régime foncier en place sur la ferme. Chaque régression est effectuée en utilisant les écarts types Eicker-White robustes à l'hétéroscédasticité. Il est important de corriger pour l'hétéroscédasticité puisque l'analyse théorique de la section précédente porte à croire que la variance du terme d'erreur des régressions conditionnelle à la variable « taille de la ferme » n'est probablement pas constante.

La raison pour laquelle nous effectuons 5 régressions plutôt qu'une seule incluant toutes les variables mentionnées est que nous cherchons à voir l'évolution du coefficient du logarithme de la taille d'une ferme au fur et à mesure que nous ajoutons des variables. Nous cherchons à voir si le sens de la relation change ou demeure le même lorsque nous ajoutons ces variables. Nous vérifions aussi le pouvoir explicatif de chaque groupe de variables en regardant les variations dans le  $R^2$ .

- (1) Relation entre la taille moyenne des fermes et la valeur de la production par hectare des municipalités :

$$\log y = \beta_{01} + \beta_{11} \log X + \varepsilon_i$$

où :

- y** : La valeur de la production annuelle (en reis) dans une municipalité divisée par le nombre d'hectares en exploitation dans la municipalité. En d'autres termes, il s'agit de la moyenne de la valeur de la production par hectare des fermes dans la municipalité.
- X** : La taille moyenne (en hectares) des fermes en hectares d'une municipalité. Elle est obtenue en effectuant la moyenne pondérée des tailles des fermes d'une municipalité. Pour chaque municipalité, l'enquête indique le nombre d'établissements et le nombre d'hectares cultivés qui se trouvent dans quinze différentes classes de taille. À partir de ces informations nous parvenons à obtenir la moyenne pondérée des tailles des fermes pour chaque municipalité.

Cette première régression vise à déterminer le signe de  $\beta_{01}$  avant de contrôler pour d'autres facteurs. Nous cherchons tout d'abord à déterminer s'il existe une relation négative avant de tenter de déterminer ce qui la cause. Notre hypothèse est que  $\beta_{01}$  est négatif et statistiquement significatif. Cette régression détermine en fait si la révolution verte a inversé le sens de la relation dans le Nord-est du Brésil.

(2) Contrôle pour les hétérogénéités entre provinces :

$$\log y = \beta_{02} + \beta_{12} \log X + \alpha_{12} R_A + \dots + \alpha_{72} R_G + \varepsilon_2$$

où :

**R<sub>J</sub>** : Variable régionale binaire avec la valeur 1 si les données sont de la province en question, 0 sinon.

**A:** Alagoas

**B:** Ceara

**C:** Maranhao

**D:** Paraiba

**E:** Pernambuco

**F:** Piaui

**G:** Sergipe

**H:** Bahia

Notre échantillon comporte des observations pour 8 provinces différentes du nord-est du Brésil. Nous séparons les fermes selon leur province d'appartenance afin de contrôler pour les hétérogénéités entre provinces. Cette régression permet de contrôler (en partie) pour les différences de qualité du sol. Nous utilisons la méthode de désagrégation régionale puisque notre base de données ne nous fournit pas d'indicateurs directs de la qualité du sol. Toutefois, nous sommes conscients qu'il est possible qu'il y ait de l'hétérogénéité à l'intérieur d'une même province. Malheureusement, les données disponibles sont provinciales, alors il n'est pas possible de les désagréger plus. Le coefficient  $\alpha_j$  mesure l'impact estimé sur la valeur de la production par hectare d'appartenir à la province j par rapport à l'appartenance à la province Bahia. Étant donné que certains auteurs ont remarqué que la relation négative disparaît lorsque la qualité du sol est prise en considération, nous cherchons à voir si le signe

de  $\beta_1$  change lorsque nous incluons ces variables binaires. Notre hypothèse est qu'il sera toujours négatif. Nous croyons qu'il n'existe pas de corrélation négative entre la taille de la ferme et la qualité du sol dans le cas du Brésil, étant donné l'origine coloniale de sa distribution de la terre.

(3) Contrôle pour le capital physique et les intrants à la production :

$$\log y = \beta_{03} + \beta_{13} \log X + \alpha_{13} R_A + \dots + \alpha_{73} R_G + \gamma_{13} k + \gamma_{23} I + \gamma_{33} F + \varepsilon_3$$

où :

**k** : Un indicateur pour la quantité moyenne de biens d'équipement de capital physique utilisés par hectare dans chaque municipalité. Se basant sur la méthodologie de Helfland et als. (2004), elle est mesurée en chevaux-vapeur où chaque tracteur est évalué à 75 chevaux-vapeur, qui est le centre de la classe modale (50-100 chevaux-vapeur).

**I** : Une variable contrôlant pour l'utilisation de l'irrigation. Elle correspond à la proportion des fermes qui déclarent l'utilisation de l'irrigation dans la production dans chaque municipalité. Elle prend donc une valeur entre 0 et 1.

**F** : Une variable contrôlant pour l'utilisation de fertilisants dans la production. Elle correspond à la proportion des fermes qui déclarent l'utilisation de fertilisants dans chaque municipalité. Elle prend donc une valeur entre 0 et 1.

Cette régression contrôle pour la quantité de capital physique des autres intrants utilisés dans la production agricole. Comme nous l'avons vu, en raison des imperfections sur les marchés de crédit et du capital, nous avons des raisons de croire que les petits fermiers ont moins accès à la machinerie, à l'irrigation et aux produits chimiques. Cette régression cherche à quantifier l'impact de ces imperfections. Le signe des coefficients de **k**, **I** et **F** devrait être positif étant

donné que **k**, **I** et **F** augmentent tous la productivité d'une ferme. Nous croyons que le coefficient de **log X** quant à lui, demeure négatif.

(4) Contrôle pour l'accès aux institutions et aux biens d'utilité publique :

$$\log y = \beta_{04} + \beta_{14} \log X + \alpha_{14} R_A + \dots + \alpha_{74} R_I + \gamma_{14} k + \gamma_{24} I + \gamma_{34} F + \theta_{14} T + \theta_{24} E + \varepsilon_4$$

où :

**T** : Une variable visant à contrôler pour l'accès à l'assistance technique gouvernementale des fermes. Elle correspond à la proportion des fermes qui déclarent l'accès à l'assistance technique gouvernementale dans chaque municipalité. Elle prend donc une valeur entre 0 et 1.

**E** : Une variable contrôlant pour l'accès à l'énergie électrique des fermes. Elle correspond à la proportion des fermes qui déclarent l'accès à l'électricité dans chaque municipalité. Elle prend donc une valeur entre 0 et 1.

Ces deux variables visent à contrôler les différences dans l'accès aux biens d'utilité publique selon la taille des fermes. Les deux coefficients devraient être positifs puisque l'assistance technique et l'électricité augmentent tous les deux la productivité.

(5) Contrôle pour le régime foncier:

$$\log y = \beta_{05} + \beta_{15} \log X + \alpha_{15} R_A + \dots + \alpha_{75} R_I + \gamma_{15} k + \gamma_{25} I + \gamma_{35} F + \theta_{15} T + \theta_{25} E + \sigma_{15} M + \varepsilon_5$$

où :

**M** : Variable contrôlant pour le régime foncier en place sur la ferme. Elle correspond à la proportion des hectares qui sont cultivés sous métayage dans chaque municipalité. Elle prend donc une valeur entre 0 et 1.

Le signe du coefficient  $\sigma_{15}$  nous intéresse puisque nous avons des raisons théoriques de croire que la pratique du métayage mène à un niveau de production moins élevé, et donc à une productivité plus faible. Ce coefficient devrait être négatif.

Bref, ces cinq régressions visent à déterminer tout d'abord s'il existe une relation entre la taille d'une ferme et sa productivité dans le nord-est du Brésil. Si cette relation négative persiste après avoir contrôlé pour les hétérogénéités provinciales, les imperfections du marché du capital physique et des autres intrants, les barrières à l'accès des biens d'utilité publique et enfin le régime foncier en place, alors nous avons de fortes raisons de croire que le *mode de production* sur les petites fermes diffère de celui sur les grandes fermes. En théorie, les imperfections sur le marché du travail seraient la cause de la relation négative.

#### *Résultats et interprétation*

Le tableau 4.1 (p.46) présente les résultats des cinq régressions. Comme il était attendu, le coefficient du logarithme de la taille moyenne des fermes dans la régression (1) est négatif et hautement significatif. En fait, il est estimé qu'une augmentation de 1% dans la taille moyenne des fermes d'une municipalité diminuerait la production par hectare de la municipalité de 0,53%. Cela signifie que les imperfections sur les marchés du travail faisant en sorte que les fermes produisent plus par unité de terre dominent les autres imperfections qui vont dans le sens contraire. Le  $R^2$  de cette régression est de 0,26. La figure 4.1 à la page 47 montre qu'il y a bel et bien une relation négative entre la valeur de la production par hectare de la municipalité et la taille moyenne des fermes dans la municipalité. Par contre, cette relation est évidente pour les municipalités dont les fermes ont une taille moyenne de 0 à 35 hectares. La valeur de la production moyenne (annuelle) par hectare est de 850 reis pour les municipalités dont les fermes ont une taille moyenne de 0 à 7 hectares contre 115 reis pour les

municipalités dont les fermes ont une taille moyenne de 25 à 35 hectares. Ensuite, il ne semble plus avoir de relation quelconque entre la taille des fermes et la productivité.<sup>10</sup>

La régression (2) ajoute des variables binaires provinciales afin de contrôler pour les hétérogénéités entre provinces, qu'elles soient observables ou non. L'impact sur la valeur de la production par hectare d'appartenir à une province par rapport à la province Bahia est significatif. Le pouvoir explicatif de cette régression est beaucoup plus grand que celui de la régression (1). En effet, l'inclusion de ces variables fait augmenter le  $R^2$  de 0,21, soit de 0,26 à 0,47. De plus, le coefficient du logarithme de la taille moyenne des fermes demeure négatif et significatif, mais il devient un peu moins négatif. Cela indique qu'une partie de la relation négative peut être expliquée par des hétérogénéités entre provinces. Il faut toutefois faire attention avec l'interprétation de ces résultats étant donné que séparer les fermes selon leur province d'appartenance ne contrôle pas pour les hétérogénéités à l'intérieur des provinces. La façon optimale de séparer les fermes aurait été de le faire en fonction de caractéristiques de sol ou climatique, mais les données ne permettent malheureusement pas d'aller dans autant de détail.

Les résultats de la régression (3) indiquent que le capital physique et l'utilisation de fertilisants augmente la productivité des fermes. Des imperfections sur le marché du crédit peuvent faire en sorte que les petites fermes ont moins accès à ces intrants. Par contre, le coefficient de corrélation entre la proportion des fermes utilisant des fertilisants dans une municipalité et la taille moyenne des fermes dans la municipalité est très faible et même positif (0,03).<sup>11</sup> Il n'y a donc pas d'indication laissant porter à croire que les petites fermes sont défavorisées dans l'achat des fertilisants. Le coefficient de la variable **I** est quant à lui négatif et non significatif. Il est surprenant de constater que l'impact de l'irrigation sur la productivité est presque nul. Par contre, cela pourrait seulement être causé par la faiblesse de

---

<sup>10</sup> Se référer à l'annexe A pour plus de détail.

<sup>11</sup> Se référer à l'annexe B pour consulter le tableau des corrélations partielles entre les variables.

notre indicateur. La proportion des fermes qui déclarent l'utilisation de l'irrigation dans la production agricole ne nous dit rien sur le nombre d'hectares qui sont cultivés sous irrigation dans la municipalité. Un meilleur indicateur aurait été la proportion des hectares cultivés sous irrigation dans chaque municipalité, mais ces informations ne sont pas disponibles dans les données. La figure 4.2 (p.48) montre la relation entre la proportion des fermes utilisant des fertilisants et l'irrigation dans une municipalité selon la taille moyenne des fermes dans la municipalité. Aucune relation claire n'est apparente dans le cas de l'irrigation. Par contre, il est intéressant de constater que la relation entre l'utilisation de fertilisants et la taille moyenne des fermes est négative pour les municipalités avec une taille des fermes moyenne de 0 à 50 hectares et que cette relation devient ensuite positive. Plus d'investigation serait nécessaire pour expliquer ce phénomène. Une hypothèse serait que les fermes sont plus petites en moyenne dans les municipalités plus près des grands centres urbains ou l'accessibilité aux fertilisants est plus grande.

Les résultats de la régression (4) indiquent que l'accès à l'assistance technique gouvernementale et à l'énergie électrique ont tous les deux un effet bénéfique sur la productivité agricole. L'accès à ces deux biens d'utilité publique pour les petites fermes augmenterait leur productivité. La corrélation partielle entre la taille moyenne des fermes et la proportion des fermes ayant accès à l'assistance technique du gouvernement est près de zéro (0,04).<sup>12</sup> Il n'y a donc pas d'indication que les grandes fermes ont un accès préférentiel à l'assistance gouvernementale. La figure 4.3 (page 49) montre la relation entre la proportion des fermes qui reçoivent de l'assistance technique (totale, gouvernementale et privée) dans une municipalité et la taille moyenne des fermes dans la municipalité. Lorsqu'on regarde l'accès à l'assistance technique totale (privée + gouvernementale), on se rend compte que les grandes fermes ont un bien meilleur accès à l'assistance technique privée. Le gouvernement

---

<sup>12</sup> Se référer à l'annexe B pour consulter le tableau des corrélations partielles entre les variables.



pourrait alors faire beaucoup mieux en dirigeant la majeure partie de son assistance vers les fermes qui ont moins accès à l'assistance privée, c'est-à-dire les fermes de petites tailles. En ce qui concerne l'accès à l'énergie électrique, la corrélation partielle entre la proportion des fermes qui déclarent l'utilisation de l'énergie électrique et la taille moyenne des fermes est elle aussi très faible (0,01).<sup>13</sup> La figure 4.4 (page 50) montre la relation entre la proportion des fermes utilisant l'énergie électrique et la taille moyenne des la ferme dans la municipalité. Aucune relation claire ne semble émerger, sauf peut-être que les municipalités ayant des fermes de dimension moyenne de 0 à 7 hectares ont une proportion de fermes ayant accès à l'énergie électrique légèrement plus élevée. Cela pourrait aussi être expliquée par l'idée que les municipalités près des grands centres urbains où l'énergie électrique est présente ont une plus forte densité de la population et donc une taille moyenne des fermes plus petite. L'ajout de ces deux variables dans notre régression ne change pas le pouvoir explicatif énormément (le  $R^2$  passe de 0,67 à 0,70) et le coefficient du logarithme de la taille moyenne des fermes demeure négatif à -0,43.

Finalement, l'ajout de la variable contrôlant pour le régime foncier à la régression 5 est négatif, mais très faible. De plus il n'augmente pas le pouvoir explicatif de notre modèle.

Bref, même après avoir contrôler pour les hétérogénéités entre provinces, pour l'accès au capital physique et aux autres intrants à la production, pour l'accès aux biens d'utilité publique et pour le régime foncier, la relation entre la taille moyenne des fermes d'une municipalité et la valeur de sa production par hectare demeure négative. Cela suggère qu'une division des grandes propriétés amènerait un impact positif sur la productivité globale de l'économie agricole dans le nord-est du Brésil.

---

<sup>13</sup> Se référer à l'annexe B pour consulter le tableau des corrélations partielles entre les variables

**Tableau 4.1**

**Résultats des régressions (1) à (5) : Variable dépendante = log y**

Variables	Coefficients				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Log X</i>	-0,53	-0,46	-0,40	-0,43	-0,43
<b>Contrôles pour les hétérogénéités entre provinces : (par rapport à la province Bahia)</b>					
<i>R<sub>A</sub></i>	-	1,15	0,91	0,83	0,83
<i>R<sub>B</sub></i>	-	0,17	0,47	0,26	0,27
<i>R<sub>C</sub></i>	-	-0,13	0,36	0,37	0,37
<i>R<sub>D</sub></i>	-	0,25	0,40	0,09 **	0,09 **
<i>R<sub>E</sub></i>	-	0,94	0,74	0,48	0,48
<i>R<sub>F</sub></i>	-	-0,64	-0,16	-0,12	-0,12
<i>R<sub>G</sub></i>	-	0,44	0,12 **	0,02 **	0,06 **
<b>Capital physique et intrants</b>					
<i>k</i>	-	-	0,54	0,43	0,42
<i>F</i>	-	-	2,11	1,66	1,67
<i>I</i>	-	-	-0,07 **	-0,28 **	-0,28 **
<b>Accès aux institutions et aux biens d'utilité publics</b>					
<i>T</i>	-	-	-	0,78	0,78
<i>E</i>	-	-	-	1,20	1,19
<b>Régime foncier</b>					
<i>M</i>	-	-	-	-	-0,04
<i>Constante</i>	6,40	5,97	5,16	5,15	5,15
<i>R<sup>2</sup></i>	0,26	0,47	0,67	0,70	0,70

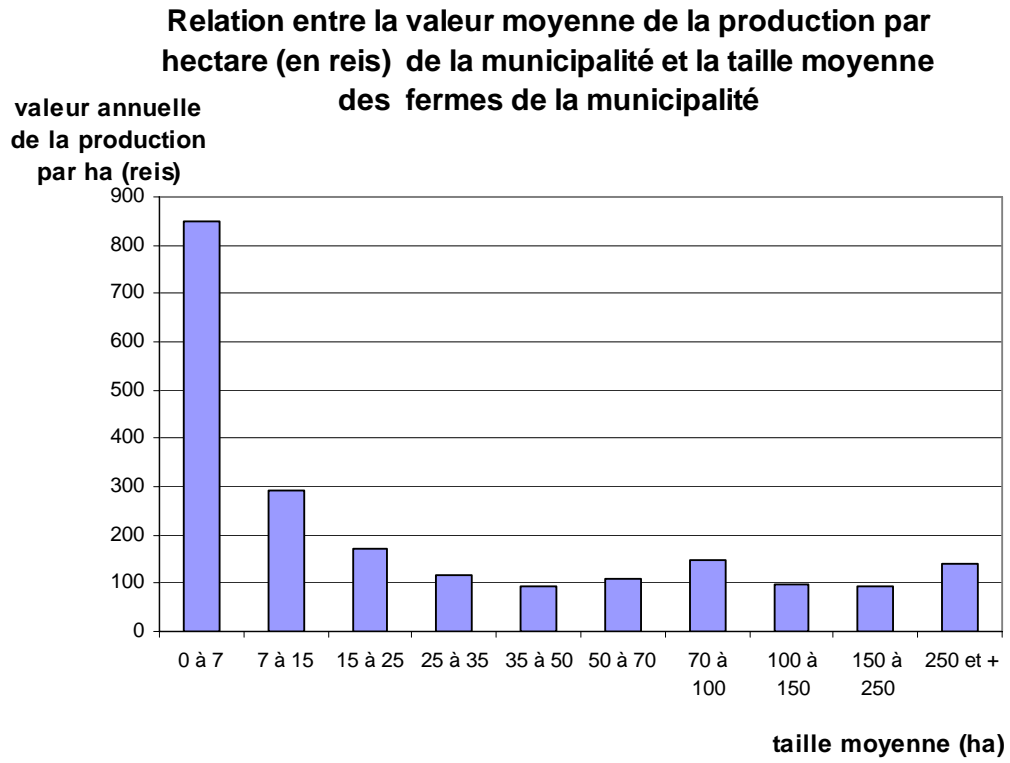
Note : Les régressions ont été estimées en utilisant des écarts types robustes à l'hétéroscédasticité.

\* Non significatif à 5%, significatif à 10%

\*\* Non significatif à 10%

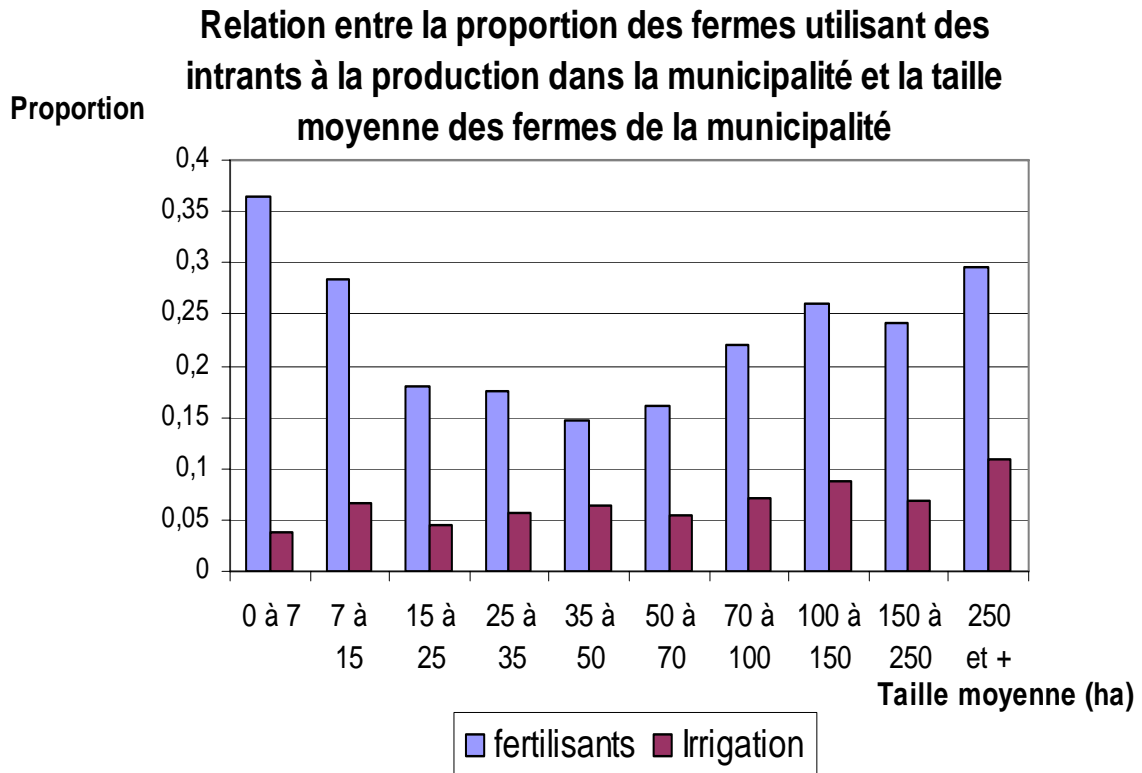
Source : IBGE, Censo Agropecuario 1995-6, 1998

**Figure 4.1**



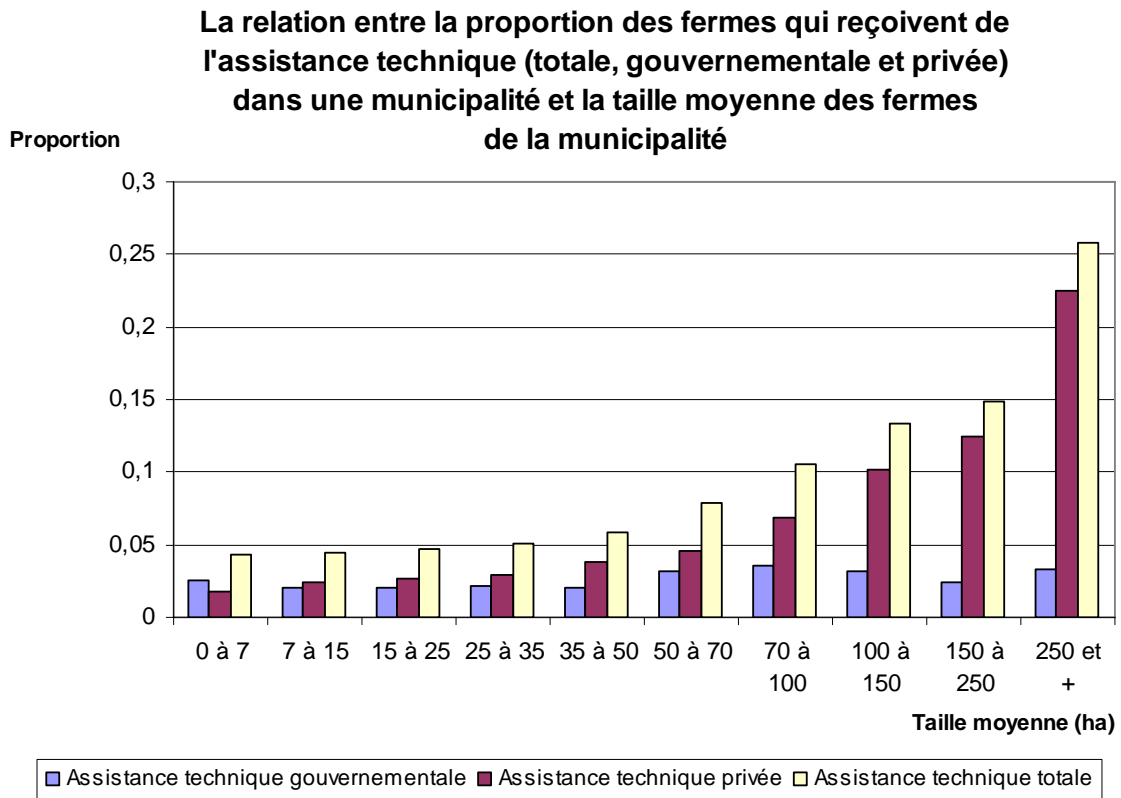
Source : IBGE, Censo Agropecuario 1995-6, 1998

Figure 4.2



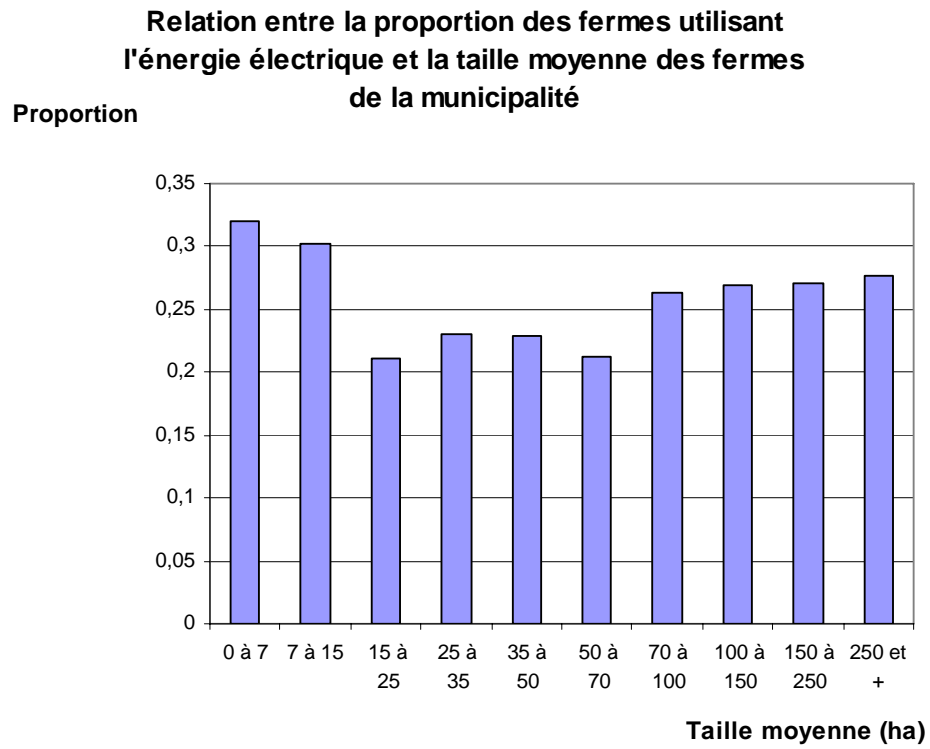
Source : IBGE, Censo Agropecuario 1995-6, 1998

**Figure 4.3**



Source : IBGE, Censo Agropecuario 1995-6, 1998

**Figure 4.4**



Source : IBGE, Censo Agropecuario 1995-6, 1998

#### 4.3 : Estimation d'une fonction de production de type Cobb-Douglas

Jusqu'à présent, nous avons démontré qu'il existe une relation négative entre la taille des fermes et leur productivité dans le nord-est du Brésil. Les arguments théoriques présentés à la section 3 laissent supposés que cette relation est la cause d'imperfections sur le marché du travail rural. Toutefois, nous n'avons pas démontré cette hypothèse de manière empirique. Dans cette sous-section, nous estimons tout d'abord une fonction de production des fermes de type Cobb-Douglas. La valeur de la production des fermes par hectare est une fonction de la quantité de capital physique et de main-d'œuvre utilisés :

$$y = f(k, l)$$

où :

**y** : Valeur (annuelle) de la production par hectare en reis.

**k** : Quantité de capital physique utilisé par hectare (tel que décrit dans 4.2).

**l** : Quantité de main-d'œuvre utilisée par hectare dans la municipalité. Ici, suivant la méthodologie de Helfland et als. (2004), nous prenons soin de faire la différence entre la main-d'œuvre adulte et la main-d'œuvre juvénile. Le travail des hommes et les femmes sont évalués de manière équivalente. Par contre, le travail des enfants de moins de 14 ans est estimé à 50% de celui des adultes.

Sous l'hypothèse que les retours à l'échelle sur la terre sont constants, la fonction Cobb-Douglas s'écrit comme ceci :

$$y = A k^{\alpha} l^{\gamma}$$

où  $A$  est un coefficient représentant tous les facteurs qui affectent la productivité des fermes autres que la quantité de capital et de main-d'œuvre utilisés.  $\alpha$  et  $\gamma$  sont les élasticités de la valeur de la production par hectare par rapport à la quantité de capital physique utilisé et à la quantité de main-d'œuvre utilisés respectivement. Dans notre exemple,  $\alpha$  indique par quel

pourcentage la valeur moyenne de la production (annuelle) par hectare d'une municipalité augmenterait si la quantité de capital physique par hectare utilisée dans la municipalité augmentait de 1%. De façon similaire,  $\gamma$  indique par quel pourcentage la valeur moyenne de la production (annuelle) par hectare d'une municipalité augmenterait si la quantité de main-d'œuvre par hectare utilisée dans la municipalité augmentait de 1%. En forme logarithmique, l'équation devient :

$$(6) \quad \log y = \alpha \log k + \gamma \log l + \log A$$

De manière pratique, nous effectuons donc la régression du logarithme de la valeur de la production par hectare sur les logarithmes des quantités de capital physique et de main-d'œuvre utilisées par hectare.<sup>14</sup> Le terme  $\log A$  correspond au terme d'erreur de notre régression. Les résultats sont présentés dans le tableau 4.2 (page 55). L'élasticité de la valeur de la production par hectare par rapport à la quantité de main-d'œuvre utilisée par hectare (13,28) est plus élevée que l'élasticité de la valeur de la production par hectare par rapport à la quantité de capital physique utilisée par hectare (8,51). Il est donc estimé que l'impact de la main-d'œuvre sur la valeur de la production agricole par hectare des municipalités du nord-est du Brésil est 55% plus élevé que l'impact du capital physique.

Les valeurs de la production par hectare estimées dans la régression (6) estiment la valeur de la production par hectare ( $y_{est}$ ) qui est attribuable aux deux facteurs de production ( $k$  et  $l$ ). La différence entre la valeur de la production par hectare réelle ( $y_{obs}$ ) et  $y_{est}$  est l'impact des facteurs affectant la productivité autres que le capital physique et la main-d'œuvre. Donc :

$$\log A = \log y_{obs} - \log y_{est}$$

---

<sup>14</sup> Plus précisément,  $\log k$  est le logarithme de  $(1 + k)$  et de manière similaire,  $\log l$  est le logarithme de  $(1 + l)$ . Nous avons dû effectuer cette transformation, car les valeurs que prennent  $k$  et  $l$  sont presque toujours comprises entre 0 et 1, ce qui signifie que sans cette transformation les valeurs des logarithmes seraient négatives et par conséquent les paramètres estimés dans la régression seraient eux aussi négatifs, ce qui ferait peu de sens.



En effectuant une régression du terme  $\log A$  sur la taille de la ferme, il sera possible de déterminer qu'elle est la relation entre la valeur de la production par hectare et la taille de la ferme après avoir contrôlé pour la relation de cette dernière avec la quantité de main-d'œuvre et de capital physique par hectare qu'elle utilise. Si le coefficient est positif, cela signifie que la relation négative est entièrement expliquée par les imperfections sur le marché du travail.

$$(7) \quad \log A = \omega_{07} + \omega_{17} \log X + \varepsilon_7$$

Les résultats de cette régression sont présentés dans le tableau 4.3 (p.56). Le coefficient de  $\log X$  est positif. Bien sûr, la taille moyenne des fermes n'influence pas positivement la valeur de la production par hectare directement. C'est plutôt que les facteurs affectant la productivité non inclus dans la fonction de production Cobb-Douglas sont positivement corrélés avec la taille moyenne des fermes. Cela démontre que la relation négative tel qu'estimée dans la sous-section 4.1 est causée par le fait que les petites fermes appliquent plus de main-d'œuvre par hectare que les grandes fermes. Certains des autres facteurs qui influencent la productivité des fermes sont l'utilisation des fertilisants, l'utilisation de l'irrigation dans la production, l'accès à l'énergie électrique et le régime foncier en place sur la ferme. Nous ajoutons ces variables à notre régression en prenant soin de l'estimer en utilisant les écarts types Eicker-White robustes à l'hétéroscédasticité :

$$(8) \quad \log A = \omega_{08} + \omega_{18} \log X + \omega_{28} I + \omega_{38} F + \omega_{48} E + \omega_{58} M + \varepsilon_8$$

Cette estimation permettrait de voir si le coefficient de  $\log X$  devient moins positif après ces contrôles. Les résultats présentés dans la deuxième colonne du tableau 4.3 (page 56) montrent que les coefficients des variables I, E et M sont non significatifs et que le coefficient de  $\log X$  ne change que de 0,01. De plus, l'ajout de ces variables augmente à peine le pouvoir explicatif de la régression. Cela n'a rien de surprenant étant donné les faibles corrélations partielles entre ces variables et la taille moyenne des fermes. Un problème pourrait être la qualité de ces indicateurs. Comme il a déjà été mentionné auparavant, la proportion des

fermes déclarant l'utilisation de tel ou tel intrant pourrait être une très faible mesure de l'accessibilité. De plus, il y a d'autres facteurs non observés qui pourraient être corrélés positivement avec la taille moyenne des fermes. Par exemple, les données ne nous permettent pas de contrôler pour l'accès au marché, la composition de la production, l'adhésion à une coopérative, etc.

**Tableau 4.2**

**(6) : Résultats de l'estimation de la fonction de production: variable dépendante = log y**

Variable	Coefficient	Écart type
<i>Log k</i>	8.51	0.96
<i>Log l</i>	13.28	2,36
R <sup>2</sup> :	0,69	

*Source : IBGE, Censo Agropecuario 1995-6, 1998*

**Tableau 4.3**

**Résultats des régressions (7) et (8) : variable dépendante = log A**

Variable	Coefficients	
	(7)	(8)
<i>Log X</i>	1,34	1,33
<i>F</i>	-	-0,78
<i>I</i>	-	0,61 **
<i>E</i>	-	0,46 **
<i>M</i>	-	0,03 **
<i>Constante</i>	-2,87	-2,80
$R^2$	0,43	0,44

Note : Les régressions ont été estimées en utilisant des écarts types robustes à l'hétéroscédasticité

\* Non significatif à 5%, significatif à 10%

\*\* Non significatif à 10%

Source : IBGE, Censo Agropecuario 1995-6, 1998

#### 4.4 : Relation entre l'emploi des facteurs de production et la taille des fermes

Ici, l'hypothèse que les grandes fermes substituent le capital à la main-d'œuvre est testée empiriquement. En d'autres mots, nous cherchons à prouver que le ratio capital/main-d'œuvre augmente lorsque la taille de la ferme augmente. En se basant sur Berry et Cline (1979), les tests consistent à déterminer l'élasticité de chacun des facteurs de production par rapport à la taille de la ferme en estimant les deux spécifications suivantes :

$$(9) \quad \log (L/N) = \mu_0 + \mu_1 \log X + \varepsilon_9$$

où :

**L:** La quantité moyenne de main-d'œuvre utilisée sur les fermes d'une municipalité.

**N:** Le nombre de fermes dans la municipalité.

Plutôt que d'utiliser la variable **I** qui représente la quantité moyenne de main-d'œuvre utilisée par hectare, nous utilisons la quantité moyenne de main-d'œuvre employée par chaque ferme. Nous faisons ce changement parce que ce qui nous intéresse pour l'instant est de mesurer la substitution entre le capital physique et la main-d'œuvre sur la ferme plutôt que de mesurer l'évolution de l'intensité de chacun des facteurs de production à mesure que la taille de la ferme augmente. Le coefficient  $\mu_1$  représente l'élasticité de la quantité de main-d'œuvre employée en moyenne sur les fermes par rapport à la taille moyenne des fermes de la municipalité. En d'autres termes, il mesure par quel pourcentage l'utilisation de la main-d'œuvre augmente lorsque la taille de la ferme augmente de 1%. Ce coefficient devrait être, selon nos attentes, statistiquement inférieur à 1 (puisque l'on s'attend à ce que les grandes fermes emploient moins de travailleurs par unité de terre), mais supérieur à zéro (puisque la quantité de travailleurs nécessaires à la production augmente lorsque la taille de la ferme augmente).

$$(10) \quad \log (\mathbf{K}/\mathbf{N}) = \lambda_0 + \lambda_1 \log \mathbf{X} + \varepsilon_{10}$$

où :

**K** : quantité de capital physique (mesuré en chevaux-vapeur) utilisé dans la municipalité.

Le coefficient  $\lambda_1$  représente l'élasticité d'utilisation du capital physique par rapport à la taille de la ferme. Ici le capital est représenté par la machinerie mesurée en chevaux-vapeur. Ce coefficient mesure par quel pourcentage l'utilisation du capital moyenne des fermes augmente lorsque la taille des fermes de la municipalité augmente de 1%. Il est difficile de déterminer a priori si le coefficient sera inférieur ou supérieur à 1. Les grandes fermes ayant accès au marché du capital plus aisément, il est possible que le capital devienne plus intensif par unité de terre lorsque la taille de la ferme augmente. Toutefois, le fait que les grands propriétaires gardent une partie de leur terre improductive pour des raisons déjà mentionnées dans la section 3.1 (prestige, pouvoir politique, actif financier, etc.) a l'effet inverse.

Néanmoins, ce qui est d'intérêt ici n'est pas de déterminer si le coefficient  $\lambda_1$  est supérieur ou inférieur à 1, c'est plutôt de déterminer s'il est supérieur à  $\mu_1$ . Si cela est le cas, alors nous en tirons la conclusion que les grandes fermes substituent le capital à la main-d'œuvre. En d'autres mots, le ratio capital/main-d'œuvre augmente lorsque la taille de la ferme s'élève.

Les résultats de ces deux régressions sont présentés dans le tableau 4.4 (page 60). Comme il était attendu, le coefficient du logarithme de la taille moyenne des fermes est positif dans les deux régressions. Par contre, l'élasticité d'utilisation de la main-d'œuvre (0,07) est beaucoup plus faible que l'élasticité d'utilisation du capital physique (0,44). Cela implique que les fermes ont tendance à substituer le capital physique pour la main-d'œuvre lorsque leur

dimension augmente. La figure 4.5 (page 61) montre comment l'intensité de chacun des deux facteurs de production évolue lorsque la taille moyenne des fermes d'une municipalité augmente. Il y a une relation négative claire entre la quantité de main-d'œuvre utilisée par hectare et la taille moyenne des fermes dans une municipalité. Il est aussi intéressant de constater qu'il semble avoir aussi une relation négative (quoique beaucoup moins forte) entre la quantité de capital physique utilisé par hectare et la taille moyenne des fermes dans une municipalité. Il semble que les grandes fermes du nord-est du Brésil utilisent moins intensément les deux facteurs de production. Cela pourrait être dû au fait que des parties de territoire des grandes propriétés sont utilisées à des fins autres que productive. La figure 4.6 (page 62) montre quant à elle que le ratio capital/main-d'œuvre par hectare augmente de manière significative lorsque la taille moyenne de la ferme augmente. Ces résultats donnent de fortes raisons de prétendre que la division des grandes propriétés aurait un impact positif sur l'emploi en milieu rural.

**Tableau 4.4**

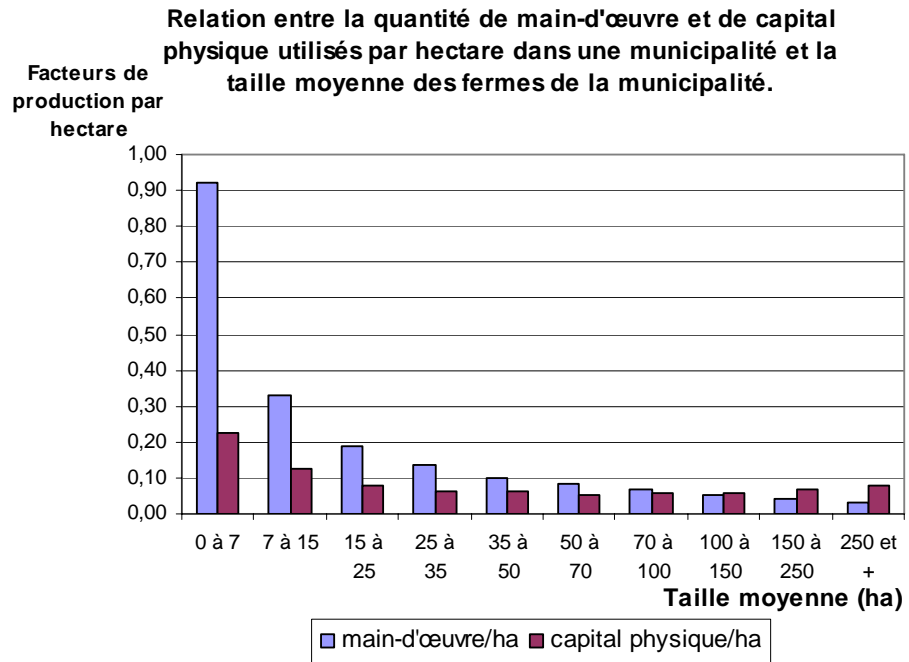
**Résultats des régressions (9) et (10) :**

Variable	Coefficients	
	(9) v.dép. = log (L/N)	(10) v. dép. = log (K/N)
<i>log X</i>	0,07	0,44
<i>Constante</i>	0,35	-0,50
$R^2$	0,20	0,28

Source : IBGE, Censo Agropecuario 1995-6, 1998

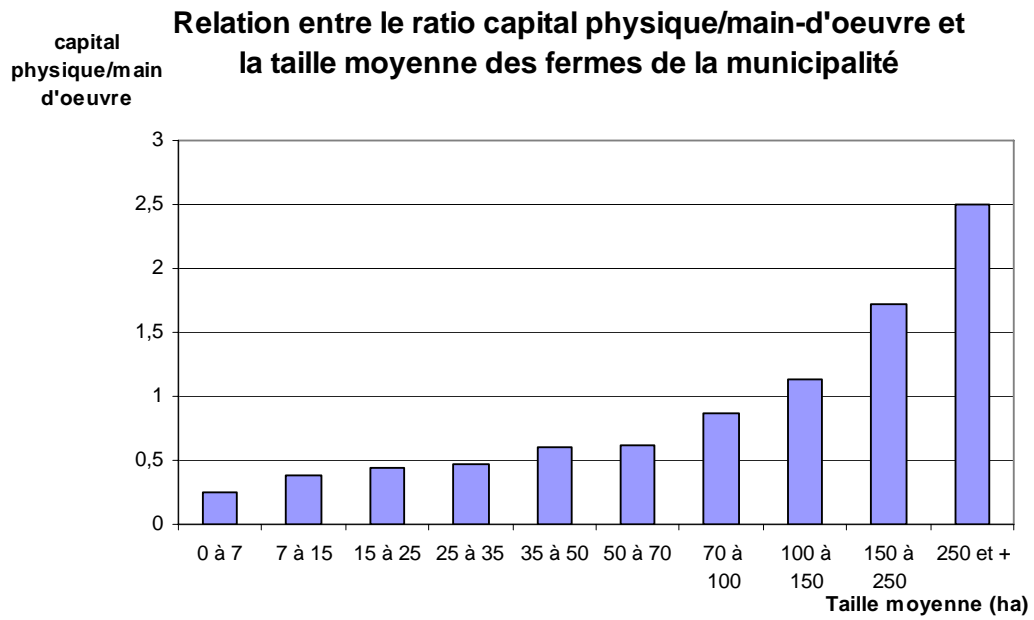


**Figure 4.5**



Source : IBGE, Censo Agropecuario 1995-6, 1998

Figure 4.6



Source : IBGE, Censo Agropecuario 1995-6, 1998

## **Conclusion et extensions**

### *Conclusions*

Les résultats de l'analyse empirique présentée à la section précédente permettent de parvenir à trois conclusions majeures :

- La relation entre la taille des fermes et la valeur de la production par unité de terre dans le nord-est du Brésil est négative. De plus, cette relation demeure négative même après contrôle pour l'accès au capital physique et aux autres intrants à la production, pour l'accès aux biens d'utilité publique, aux hétérogénéités (telle la qualité du sol et les conditions climatiques) entre les provinces et au régime foncier en place sur les fermes. Ces résultats contredisent l'argument que les avancements technologiques depuis la révolution verte auraient inversé cette relation.
- L'estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas démontre que l'élasticité de la production par rapport à la main-d'œuvre est supérieure à l'élasticité de la production par rapport au capital physique. Cette analyse a également permis de confirmer que la relation négative est le résultat d'une plus grande intensité de main-d'œuvre dans la production sur les petites fermes causée par les imperfections du marché du travail expliqués dans la section 3.
- Les grandes fermes substituent le capital physique à la main-d'œuvre puisque le ratio capital physique/main-d'œuvre dans les municipalités augmente à mesure que la taille moyenne des fermes augmente. Cela implique que la présence de grandes propriétés a un effet négatif sur l'emploi dans le secteur agricole de l'économie. Une redistribution de la terre plus égalitaire contribuerait à la réduction du chômage rural et à l'exode rural. De plus, le fait que l'intensité des deux facteurs de production diminue à mesure que la taille moyenne des fermes augmente affaiblit l'argument des

gens qui prônent l'émergence de grandes propriétés agraires dans les pays en voie de développement. En effet, les résultats de l'analyse pour le nord-est laissent supposer qu'une partie de la terre des grandes propriétés est utilisée à d'autres fins que la production agricole.

#### *Extensions possibles*

Certains détails pourraient être rajoutés à l'analyse afin de l'améliorer, mais pour la plupart de ceux-ci les données ne le permettaient pas. Notamment, nous ne contrôlons pas pour la composition de la production. En effet, il est possible que les fermes de différentes grandeurs produisent les commodités dans des proportions différentes. Par exemple, les grandes fermes pourraient avoir tendance à se spécialiser dans la culture des produits à grande valeur ajoutée (les produits exportables). Si c'est le cas, alors nos tests exagèrent l'inefficacité des grandes fermes.

Barrett (1996) explique que la relation inverse est causée par le risque associé à la production agricole. Nous avons indiqué dans l'essai que la production agricole est corrélée à des facteurs aléatoires tels les conditions climatiques. Cela pousse les fermiers pauvres à travailler plus intensément sur la terre afin d'éliminer une partie de ce risque. Les fermiers riches réagissent de façon contraire au risque. Face à des revenus stochastiques, ils réduisent l'utilisation des intrants coûteux et produisent moins ainsi. Heltberg (1998) utilise le coefficient de variation du revenu du fermier des cinq dernières années dans sa régression comme estimateur du risque. Malheureusement, notre base de données est transversale et non longitudinale (elle ne fournit pas le revenu du fermier des années précédant l'enquête), alors nous n'aurions pas pu utiliser cette variable.

Finalement, notre mesure de l'efficacité de l'économie rurale est la valeur de production par hectare. Par contre, la société ne se préoccupe nécessairement pas seulement du niveau de production. Comme Berry et Cline (1979, p.17) l'affirment, la société accorde

peut-être beaucoup d'importance à l'équité dans les revenus et aux opportunités d'emploi. On aurait donc pu comparer les différentes dimensions de ferme par rapport à un indicateur de performance qui met un poids à ces objectifs en plus d'inclure le niveau de la production.

## **Bibliographie**

- Assunção, Juliano et Maitreesh Ghatak, “Can unobserved heterogeneity in farmer ability explain the inverse relationship between farm size and productivity”, *Economics Letters*, vol. 80, 2003, 189-194.
- Bardhan, Pranab K., “Size, Productivity, and Returns to Scale: An Analysis of Farm-Level Data in Indian Agriculture”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 81 (6), 1973, 1370-1386.
- Barrett, Cristopher B., “On price risk and the inverse farm size-productivity relationship”, *Journal of Development Economics*, vol. 51, 1996, 193-215.
- Berry, R. Albert et William R. Cline, *Agrarian Structure and Productivity in Developing Countries*, the Johns Hopkins University Press, Baltimore et Londres, 1979.
- Benjamin, Dwayne, “Can unobserved land quality explain the inverse productivity relationship?”, *Journal of Development Economics*, vol. 46, 1995, 51-84.
- Bhalla, Surjit S. et Prannoy Roy, “Mis-Specification in Farm Productivity Analysis: The Role of Land Quality”, *Oxford Economic Papers*, Vol. 40 (1), 1988, 55-73.
- Carter, Michael R. “Identification of the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity: An Empirical Analysis of Peasant Agricultural Production”, *Oxford Economic Papers*, Vol.36 (1), 1984, 131-145.
- Collins, Jane L., “Farm Size and Non traditional Exports: Determinants of Participation in World Markets”, *World Development*, Vol. 23 (7), 1995, 1103-1114.
- Deolalikar, Anil B., “The inverse relationship between productivity and farm size: a test using regional data from India”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 63 (2), 1981, 275-279.
- Feder, Gershon, “The Relation Between Farm Size and Farm Productivity: The Role of Family Labor, Supervision and Credit Constraints”, *Journal of Development Economics*, vol. 18, 1985, 297-313.
- Food and Agriculture Organisation FAO, “Brazil-Agricultural Census 1996-Main Results”, 2000.  
[http://www.fao.org/es/ess/census/wcares/brazil\\_2000.pdf](http://www.fao.org/es/ess/census/wcares/brazil_2000.pdf)
- Helfand, Steven M. et Edward S. Levine, “Farm Size and the Determinants of Productive Efficiency in the Brazilian Center-West”, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 31, 2004, 241-249.
- Heltberg, Rasmus, “Rural Market Imperfections and the Farm Size – Productivity Relationship: Evidence from Pakistan”, *World Development*, vol.26 (10), 1998, 1807-1826.

- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística IBGE, “Censo Agropecuario 1995-1996”, 1998.  
<http://www.ibge.gov.br/>
- Lamb, Russell L., “Inverse productivity: land quality, labour markets, and measurement error”, *Journal of Development Economics*, vol. 71, 2003, 71-95.
- Pereira, Anthony, “Brazil’s Agrarian Reform: Democratic Innovation or Oligarchic Exclusion Redux?”, *Latin American Politics and Society*, vol. 45(2), 2003, 41-65.
- Ray, Debraj, *Development Economics*, Princeton University Press, New Jersey, 1998.
- Sen, Amartya K., “Peasants and dualism with or without surplus labor”, *Journal of Political Economy*, vol. 74, 1966, 425-450.
- Sen, Amartya K., *Employment, Technology and Development*, ILO and Clarendon Press, Oxford, 1975.
- Van Zyl, Johan v., Bill R. Miller et Andrew Parker, “Agrarian Structure in Poland: The Myth of Large-Farm Superiority”, Policy Research Working Paper, The World Bank, no 1 596, 1996.
- Wolford, Wendy, “Agrarian moral economies and neoliberalism in Brazil: competing worldviews and the state in the struggle for land”, *Environment and Planning*, vol. 37, 2005, 241-261.

## Annexe A

Variables	Taille moyenne des fermes (ha)									
	0 à 7	7 à 15	15 à 25	25 à 35	35 à 50	50 à 70	70 à 100	100 à 150	150 à 250	250 et +
<b>y</b>	850	292	171	115	95	110	149	96	92	140
<b>l</b>	0,92	0,33	0,19	0,13	0,10	0,08	0,07	0,05	0,04	0,03
<b>k</b>	0,23	0,13	0,08	0,06	0,06	0,05	0,06	0,06	0,07	0,08
<b>F</b>	0,37	0,28	0,18	0,17	0,15	0,16	0,22	0,26	0,24	0,29
<b>I</b>	0,04	0,07	0,05	0,06	0,07	0,05	0,07	0,09	0,07	0,11
<b>TT</b>	0,04	0,04	0,05	0,05	0,06	0,08	0,11	0,13	0,15	0,26
<b>T</b>	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,04	0,03	0,02	0,03
<b>E</b>	0,32	0,30	0,21	0,23	0,23	0,21	0,26	0,27	0,27	0,28

*Source : IBGE, Censo Agropecuario 1995-6, 1998*

### Définitions des variables :

- y** : Valeur de la production par hectare (en reis) dans la municipalité.
- l** : Quantité de main-d'œuvre par hectare dans la municipalité.
- k** : Quantité de capital physique (évalué en chevaux-vapeur) par hectare dans la municipalité.
- F** : Proportion des fermes de la municipalité déclarant l'utilisation de fertilisants.
- I** : Proportion des fermes de la municipalité déclarant l'utilisation de l'irrigation.
- TT** : Proportion des fermes de la municipalité déclarant l'accès à l'assistance technique privée et/ou gouvernementale.
- T** : Proportion des fermes de la municipalité déclarant l'accès à l'assistance technique gouvernementale.
- E** : Proportion des fermes de la municipalité déclarant l'accès à l'énergie électrique.



## Annexe B

### Corrélations partielles entre les variables explicatives

Variable	X	k	F	I	T	E
X	<b>1,00</b>					
k	-0,06	<b>1,00</b>				
F	0,04	0,28	<b>1,00</b>			
I	0,12	0,05	0,37	<b>1,00</b>		
T	0,04	0,10	0,20	0,23	<b>1,00</b>	
E	0,01	0,20	0,48	0,32	0,13	<b>1,00</b>

#### Définitions des variables :

- X :** Taille moyenne des fermes de la municipalité en hectares
- k :** Quantité de capital physique (évalué en chevaux-vapeur) par hectare dans la municipalité.
- F :** Proportion des fermes de la municipalité déclarant l'utilisation de fertilisants.
- I :** Proportion des fermes de la municipalité déclarant l'utilisation de l'irrigation.
- T :** Proportion des fermes de la municipalité déclarant l'accès à l'assistance technique gouvernementale.
- E :** Proportion des fermes de la municipalité déclarant l'accès à l'énergie électrique.