

**PRODUCTIVE EFFICIENCY, SUPERVISION INTENSITY, AND CONTRACTUAL CHOICE: ON THE RISK
OF STRATEGIC DEFAULT IN THE MARKET GARDENING SECTOR OF LIBREVILLE**

**(INEFFICACITE PRODUCTIVE, INTENSITE DE SUPERVISION ET CHOIX CONTRACTUEL : SUR LE
RISQUE DE DEFAUT STRATEGIQUE DANS LE MARAICHAGE DE LIBREVILLE)**

(Aurélien Serge BEKO, CERDI)

1. INTRODUCTION

La problématique de la supervision dans la théorie des contrats agricoles occupe une place importante depuis les contributions de Stiglitz (1974 et 1975), Harris et Raviv (1979), Holmstrom (1979), Lucas (1979), Lewis (1980) et Otsuka, Chuma et Hayami (1992) et bien d'autres¹. Dans cette littérature abondamment appliquée au métayage, le problème fondamental concerne le risque moral supposé arriver quand l'input travail ne peut être, soit directement observé et mesuré, soit indirectement inféré à partir de l'output. Pour le cas spécifique du métayage sujet à l'inefficacité marshalienne², la supervision du propriétaire vient accroître le niveau d'efficacité du tenancier pour le rapprocher du niveau d'efficacité correspondant à l'équilibre de premier rang (e. g. Lucas, 1979)³. Implicite à cette prédiction théorique forte et unanime dans ce contexte particulier de risque moral, d'absence d'observabilité de l'efficacité et où le tenancier n'est pas "residual claimant", il y a l'hypothèse que les coûts de supervision sont positifs et finis.

Par rapport aux contrats de location à loyer fixe⁴ où le tenancier bénéficie d'un statut de "residual claimant", la prédiction théorique à laquelle cette même littérature aboutit est directe : on ne devrait pas s'attendre à ce que la supervision du propriétaire ait un effet incitatif pertinent sur l'efficacité du tenancier. Notre objectif dans ce papier consiste principalement à contraster cette prédiction théorique en apportant quelques contributions empiriques nouvelles pouvant permettre de mieux comprendre et surtout d'étendre le débat sur un aspect très peu abordé de cette problématique importante dans les contrats. Alston, Datta et Nugent (1984) reconnaissent notamment que les coûts de supervision peuvent devenir importants dans les

¹ Sappington (1991) offre une revue intéressante des différentes approches proposées par cette littérature susceptibles d'expliquer les contrats ainsi que leurs conditions d'efficacité par rapport à l'utilisation rationnelle d'input travail.

² On rappelle que l'inefficacité marshalienne désigne un résultat fort dans la théorie des contrats de métayage stipulant que l'efficacité du métayer est toujours inférieure à celle qu'il pourrait délivrer s'il travaillait pour son propre compte. Ce résultat tient tant que le risque moral du métayer demeure crédible. Et pour le cas d'espèce, il semble que ce soit presque toujours le cas parce que le métayer ne reçoit en rémunération de l'input travail fourni qu'une partie seulement de sa productivité marginale.

³ Ce résultat théorique est un héritage du paradigme principal et agent qui examine le problème d'agence né de l'aléa moral conventionnel sur l'effort souvent assimilé à l'efficacité de l'agent.

⁴ Tout au long du papier, le contrat de location à loyer fixe est assimilé au paiement fixe. Le choix contractuel définit le choix entre l'adoption du paiement fixe et l'alternative qui dans notre étude se réfère à l'"importation" de terres sans loyer.

contrats de location pour deux raisons évidentes : (i) en présence d'un risque de défaut stratégique⁵ sur le paiement du loyer; (ii) en présence d'un risque de dégradation de la qualité du sol. Notre argumentation peut ainsi être schématisée comme suit : dans les contrats de location où les risques décrits par les points (i) et (ii) sont crédibles, la supervision, lorsqu'elle est observée, devrait croître avec le paiement fixe et la qualité intrinsèque du sol ou tout au moins devrait jouer un rôle.

Cette intuition théorique semble être empiriquement plausible pour la raison que nous observons dans notre échantillon de ménages agricoles une supervision qui ne devrait normalement pas exister puisqu'il n'y a pas de risque moral sur l'efficacité dans les contrats de location. En outre, comme la qualité du sol n'est pas observée dans notre échantillon, il y a potentiellement un biais dans les estimations⁶ dû à l'omission probable de cette variable importante. Nous contrôlons, partiellement certes, ce problème en introduisant des effets spécifiques caractéristiques des différents sols étudiés. De plus, comme seules les visites du propriétaire sont examinées ici, le biais d'omission devrait être réduit puisque seule son assistance technique et ses conseils en management⁷ agissent directement sur la qualité du sol. Ceci nous permet de soutenir l'hypothèse que la supervision examinée ici reste davantage motivée par le risque (i).

La méthodologie empirique adoptée s'articule comme suit. Dans une première étape, nous estimons une frontière stochastique de production pour mesurer l'efficacité du fermier. S'il y a défaut stratégique, la supervision ne devrait pas avoir d'impact sur cette efficacité. C'est un moyen de voir le rôle de la supervision par rapport au risque moral sur l'efficacité. On montre que l'inefficacité n'est pas statistiquement expliquée par les visites du propriétaire. Dans une deuxième étape, nous estimons une équation de choix contractuel par un probit qui contrôle pour la sélection. Nous obtenons ainsi la probabilité qu'un ménage paye un loyer fixe en tant que locataire conditionnelle au fait qu'il "importe" la terre. La sélection est justifiée parce que notre échantillon compte en son sein des fermiers propriétaires dont la supervision non-nulle est inobservable. Avec la valeur prédite du paiement fixe, nous estimons une nouvelle fois la frontière stochastique. Il y a enfin une troisième étape où nous régressons une équation de supervision sur le sous-échantillon de fermiers "importateurs" de terres. En utilisant la prédiction du paiement fixe de la deuxième étape comme facteur explicatif de l'intensité de supervision, notre résultat montre assez bien une relation statistiquement pertinente entre ces deux variables.

⁵ Pour "strategic default".

⁶ Voir Bhalla (1988).

⁷ En effet, la supervision du propriétaire dans les contrats agricoles prend des formes et renferme de multiples finalités. Ai, Arcand et Ethier (1998) fournissent une description complète des facettes multiples de la supervision dans les contrats agricoles.

Le reste du papier se divise comme suit. La section 2 discute de la méthode des frontières stochastiques et montre une première estimation de celle-ci. La section 3 propose une nouvelle estimation de la frontière en rendant le paiement fixe endogène. Une discussion de la méthode utilisée pour rendre ce paiement fixe endogène y est également proposée. C'est aussi dans cette section que nous confirmons l'existence d'un risque de stratégie de défaut dans notre échantillon de maraîchers. Nous terminons par une section 4 conclusive qui résume les résultats principaux de notre étude.

2. FRONTIERE STOCHASTIQUE ET INEFFICACITE

Dans cette section, nous expliquons brièvement la logique de la méthode d'estimation des frontières stochastiques qui nous sert à mesurer l'effet de la supervision sur l'efficacité du fermier. Cette phase préliminaire est celle qui permet de montrer que, dans notre échantillon de fermiers "residual claimant", la supervision n'est pas motivée par le risque moral sur l'efficacité.

2.1. La méthodologie d'estimation des frontières stochastiques

En général pour définir l'inefficacité d'une firme, on part de la définition de sa technologie de production. La fonction de production $F(x)$ est un idéal qui correspond au niveau de production maximum qu'il est possible d'atteindre avec une quantité donnée d'intrants x . La production réalisée Y_i par la firme i n'est jamais égale à cet idéal. Elle se trouve presque toujours à un niveau inférieur. Aigner, Lovell et Schmidt (1977) proposent une définition statistiquement rigoureuse de l'inefficacité qui s'est imposée dans la littérature idoine. Si v_i désigne une perturbation indépendante et identiquement distribuée censée prendre en compte toutes les variables omises et erreurs de mesure sur x , l'inefficacité est la différence entre Y_i et la frontière stochastique $F(x) + v_i$. Comme l'intuition le suggère, l'inefficacité est l'ensemble des facteurs qui empêchent la firme d'atteindre son niveau de production maximum hypothétique une fois pris en compte tous les facteurs aléatoires v_i qu'elle ne contrôle⁸ pas.

Outre le fait d'être un outil répandu d'évaluation de l'inefficacité des firmes, la méthode est couramment utilisée pour mettre en exergue des facteurs explicatifs de l'inefficacité⁹. Il s'agit d'estimer les coefficients de la portion déterministe de la fonction de production et les coefficients de l'inefficacité. Kumbhakar, Ghosh et McGuckin (1991) recommandent d'effectuer ce travail simultanément. C'est l'une des raisons pour lesquelles l'estimation par maximum de vraisemblance est appropriée.

Il est important de présenter brièvement quelques points de repère utiles pour la

⁸ Les concepts présentés dans ce paragraphe sont bien documentés dans Greene (1997) et Coelli *et al* (1999)

⁹ L'estimation des sources d'inefficacité remonte déjà à Pitt et Lee (1981).

compréhension de la méthode d'estimation par les frontières stochastiques, notamment les relations qui interviennent dans la formulation de la fonction de vraisemblance estimée (Battese et Coelli, 1993).

La méthode des frontières stochastiques consiste à estimer une fonction de production dans laquelle la perturbation aléatoire E_i est une somme de perturbations indépendantes. D'une part, il y a la perturbation indépendante et identiquement distribuée V_i qui suit une loi de probabilité normale d'espérance nulle et de variance¹⁰ \mathbf{s}_v^2 . D'autre part, il y a la perturbation indépendante et non identiquement distribuée U_i qui suit une loi normale tronquée à zéro d'espérance \bar{u}_i et de variance¹¹ \mathbf{s}_u^2 . Cette perturbation capte l'inefficacité. Ces définitions sont formellement résumées comme suit :

$$E_i = V_i - U_i$$

avec

$$V_i \rightarrow N(0, \mathbf{s}_v^2), \quad U_i \rightarrow N(\bar{u}_i, \mathbf{s}_u^2), \quad U_i \geq 0, \quad \mathbf{s}_E^2 = \mathbf{s}_v^2 + \mathbf{s}_u^2,$$

$$\bar{u}_i = \mathbf{d}_0 + \mathbf{Z}\mathbf{d},$$

où \mathbf{Z} contient des variables susceptibles d'influencer l'inefficacité moyenne.

La principale difficulté de la méthode réside dans la particularité de la perturbation E_i qui, on le voit bien, ne peut pas suivre une loi normale. La loi de probabilité de E_i est plutôt celle de la somme des variables aléatoires V_i et U_i .

La portion déterministe de la fonction de production stochastique à estimer est supposée prendre la forme transcendantale logarithmique¹². Toutes les variables étant exprimées en logarithme népérien, la fonction de production stochastique est

$$Y_i = F(\mathbf{X}) + E_i$$

$$Y_i = \mathbf{b}_{i0} + \sum_{k=1}^6 \mathbf{b}_{ik} X_{ik} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^6 \sum_{l=1}^6 \mathbf{b}_{kl} X_{ik} X_{il} + E_i,$$

soit

¹⁰ C'est la présence de cette perturbation qui vaut son nom de frontière de production stochastique à la méthode. C'est d'abord dans Aigner *et al* (1977) et Meeusen et van den Broeck (1977) qu'on retrouve l'introduction d'une composante d'efficacité aléatoire.

¹¹ Comme c'est souvent le cas avec cette méthode, on fait généralement l'hypothèse d'homoscédasticité de U_i et de V_i , hypothèse qui est également retenue ici.

¹² Cette forme fonctionnelle est devenue célèbre depuis les travaux de Christensen, Jorgenson et Lau (1973, 1975) sans oublier Christensen et Greene (1976).

$$E_i = V_i - U_i = Y_i - \mathbf{X}\mathbf{b}. \quad (2.1)$$

Nous adoptons une forme linéaire pour \bar{u}_i comme dans Battese et Coelli (1993). Ce qui n'est pas gênant pour les estimations à condition que l'inefficacité garde un signe positif (Reifschneider et Stevenson, 1991). La fonction de vraisemblance estimée ici garantit le respect de cette condition fondamentale.

La probabilité jointe des perturbations E_i sur l'échantillon de producteurs maraîchers donne la fonction de vraisemblance L dont la version en logarithme¹³ est énoncée ci-dessous.

$$\log(L) = -\frac{T}{2} \log(\mathbf{p}/2) - \frac{T}{2} \log(\mathbf{s}_E^2) + \sum_{i=1}^T \log[1 - \Phi(d_i)] - \frac{1}{2\mathbf{s}_E^2} \sum_{i=1}^T (Y_i - \mathbf{X}\mathbf{b})^2 \quad (2.2)$$

où

$$d_i = \frac{(Y_i - \mathbf{X}\mathbf{b})}{\mathbf{s}_i} \sqrt{\frac{\mathbf{g}}{1 - \mathbf{g}}}, \quad \mathbf{g} = \frac{\mathbf{s}_U^2}{\mathbf{s}_E^2} \quad 14, \quad \mathbf{s}_E^2 = \mathbf{s}_V^2 + \mathbf{s}_U^2,$$

$\Phi(d_i)$ étant la fonction de répartition associée à la loi normale usuelle.

Les résultats d'estimation du modèle de production stochastique et d'inefficacité découlent de l'estimation de la fonction de vraisemblance (2.2) avec $\bar{u}_i = \mathbf{d}_0 + \mathbf{Z}\mathbf{d}$. Parmi les facteurs d'inefficacité que nous retenons, il y a l'intensité de supervision du propriétaire, le paiement d'un loyer fixe, la charge familiale, l'expérience dans le métier et le niveau d'éducation du fermier. Ces facteurs sont discutés dans le détail plus loin dans le papier.

¹³ D'après Battese et Coelli (1993) et Coelli (1995). La loi de probabilité $f_E(E)$ est déterminée de la même façon que dans Stevenson (1980) contrairement à Aigner et al (1977) et Pitt et Lee (1981) qui conjecturent une perturbation U_i indépendante et identiquement distribuée.

¹⁴ Selon la paramétrisation de Battese et Cora (1977).

2.2. Données, Résultats d'Estimation et Discussions Préliminaires

2.2.1. Les Données

Notre étude est appliquée à un échantillon de producteurs maraîchers interviewés durant le mois d'août 2000. Les informations concernant les 163 ménages de l'échantillon ont été collectées en une dizaine de jours. Nous avons ainsi pu obtenir des informations sur la production sur pieds, les coûts des intrants, les caractéristiques individuelles de l'exploitant et de son ménage, son état de santé ainsi que la composition moyenne de son alimentation. Nous avons également obtenu des informations sur les propriétaires des terres lorsque cela était possible. Toutes ces données ont été collectées à l'échelle de la parcelle. Une fois les données manquantes purgées, l'échantillon initial s'est réduit à 103 ménages. Des éléments de statistiques descriptives relatifs aux variables utilisées dans le modèle estimé sont présentés dans le tableau 1.

Tableau 1 : définition des variables utilisées

Variables	Unité	Obs	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Output agricole	Pied de culture	103	4641,84	7691,93	90	57600
Terre cultivée	Mètre carré	103	367,92	325,93	12,5	1773
Engrais chimique	Litre	103	76,81	237,98	0	2100
Travail Familial	Individu	103	1,33	0,93	0	7
Fiente	Sac de 20 kilos	103	10,95	14,79	0	80
Pesticide 1	Litre	103	0,30	0,84	0	7
Pesticide 2	Kilo	103	0,45	0,75	0	4
Arrosoir	Unité	103	2,27	1,69	0	8
Pulvérisateur	Unité	103	0,67	0,58	0	2
Age	Année	103	31,28	8,33	20	67
Education	Année	103	7,19	4,92	0	18
Expérience	Année	103	3,69	3,82	0,25	20
Charge familiale	Nombre	103	3,97	3,99	1	20
Supervision*	Fréquence	103	3,39	2,06	1	6
Muettes	Unité	Obs	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Marié(e)=1		103	0,43	0,50	0	1
Propriétaire proche		103	0,16	0,36	0	1
Propriétaire éloigné(e)		103	0,43	0,50	0	1
Paieement loyer fixe=1		103	0,31	0,47	0	1
Couleur de la terre 1		103	0,21	0,41	0	1
Couleur de la terre 2		103	0,17	0,38	0	1
Couleur de la terre 3		103	0,40	0,49	0	1
Couleur de la terre 4		103	0,04	0,19	0	1
Couleur de la terre 7		103	0,07	0,25	0	1
Couleur de la terre 9		103	0,08	0,27	0	1
Irrigation manuelle=1		103	0,80	0,40	0	1
Culture légumière=1		103	0,67	0,47	0	1

tt1=1 : terre noire et sablonneuse; tt2=1 : terre noire et argileuse; tt3=1 : terre noire et limoneuse; tt4=1 : terre rouge et argileuse; tt7=1 : ocre et argileuse; tt9=1 : ocre et limoneuse.

* codage supervision : 1=supervision maximale (fermier propriétaire) et 6=supervision nulle

Pour ce qui est de la mise en œuvre de l'échantillon, nous avons bénéficié de l'aide précieuse du directeur technique de l'Institut Gabonais d'Appui au Développement (IGAD). Nous sommes partis d'une cartographie du maraîchage établie en 1997, la dernière en date, pour choisir les sites ou quartiers à visiter. Sept sites ont été identifiés parmi lesquels deux nouveaux. Nous n'avons cependant pas pu visiter les nouveaux sites faute de moyens financiers. Malgré cela, nous restons convaincus que les cinq autres sites pouvaient remplir les deux critères qui nous importaient, à savoir la répartition spatiale et une base apte à fournir un nombre acceptable d'individus.

2.2.2. Résultats et Discussions

L'estimation de la fonction de vraisemblance (2.2) est effectuée avec le programme Frontier 4.1 (Coelli, 1996). Il s'agit d'une procédure itérative basée sur un algorithme de maximisation à la Davidon-Fletcher-Powell (DFP).

Cette procédure d'estimation suit trois étapes (Battese et Coelli, 1993; Coelli, 1995). Le programme estime d'abord la fonction de production par les moindres carrés ordinaires (MCO) afin d'obtenir des valeurs de départ pour \mathbf{b} et \mathbf{s}_E^2 . Ces estimations¹⁵ sont ensuite utilisées à la deuxième étape où la vraisemblance est évaluée pour des valeurs de \mathbf{g} comprises entre zéro et un¹⁶. La valeur de la vraisemblance la plus élevée parmi la grille obtenue sert au calcul de nouveaux paramètres \mathbf{b} et \mathbf{s}_E^2 . Ces derniers vont enfin servir de valeurs de départ pour la procédure itérative qui va produire les estimations du maximum de vraisemblance.

Comme les coefficients des MCO jouent un rôle crucial dans la procédure itérative, il nous paraît important de tester la possibilité que nos variables explicatives soient endogènes. Cette précaution est d'autant plus conseillée que nous estimons une fonction de production qui peut être exposée à un important problème de biais de simultanéité. Nous sommes confrontés à un problème majeur parce que la fonction de production transcendantale logarithmique estimée exige de nous un nombre important d'instruments pertinents, soit un total d'au moins 28 instruments dont nous ne disposons pas. Ceci est sans doute une faiblesse empirique du travail que nous entreprenons. Compte tenu de cette limitation, nous ne pouvons faire le test d'endogénéité que sur une fonction Cobb-Douglas. Le test de Hausman rejette l'hypothèse de variables explicatives endogènes comme on le voit dans le tableau 2.

Tableau 2 : test d'endogénéité des régresseurs avec la forme fonctionnelle Cobb-Douglas

Hausman	IV	MCO	Différence	SE
Fiente	0,37	0,21	0,16	0,31
Pesticide	-0,68	0,75	-1,43	1,28
Travail familial	-1,33	0,76	-2,09	1,78
Engrais 1	-2,18	-0,67	-1,51	1,62
Engrais 2	-0,11	-0,11	0,00	0,57
Muette (culture légumière=1)	2,00	1,16	0,84	1,77
Superficie	-4,20	0,48	-4,67	2,80
b : less efficient estimates				
B : more efficient estimates				
Test: Ho: difference in coefficients not systemic				
chi2(7)	4,14			
Prob>chi2	0,76			

Le test a été effectué sur les six premières variables de la liste. Les instruments utilisés sont : L'âge, l'éducation, la situation maritale du chef de ménage; la terre, le type d'irrigation (water), la qualité de la terre (les différentes couleurs de la terre).

¹⁵ La constante \mathbf{b}_0 et la variance \mathbf{s}_E^2 étant biaisées, le programme prévoit de les corriger selon la formule des moindres carrés corrigés discutées dans Coelli (1995).

¹⁶ Le choix de l'intervalle repose sur la paramétrisation de Battese et Cora (1977).

A ce résultat intéressant, il faut ajouter le fait que l'output agricole expliqué est l'output sur pieds. Nous savons que l'estimation de fonctions de production pour lesquelles la variable expliquée est l'output potentiel (ou du moins une mesure qui s'en rapproche) ne souffre pas des problèmes d'endogénéité liés à la simultanéité. En effet, selon Zellner, Kmenta et Drèze (1966), l'estimation directe d'une fonction de production peut se faire sans biais s'il est plausible de supposer que l'agriculteur maximise un profit espéré ou potentiel. Cette hypothèse peut être potentiellement retenue ici parce que nous travaillons avec l'output sur pieds.

Aux tableaux 3a et 3b, nous présentons les résultats issus de notre première estimation par le maximum de vraisemblance.

Tableau 3a : Estimation de la frontière stochastique dans l'agriculture maraîchère de Libreville

	MCO		MLE	
	Colonne 1		Colonne 2	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student
A. Frontière				
Constante1	7,187	2,345	11,411	14,291
Superficie	5,066	0,995	5,280	6,477
Superficie au carré	1,634	0,635	0,403	0,720
Fumier	0,941	1,146	0,486	1,764
Fumier au carré	0,019	0,158	0,075	3,385
Pesticide	5,024	1,566	6,078	8,327
Pesticide au carré	-0,612	-0,594	-1,735	-4,560
Travail familial	-0,020	-0,007	2,922	4,020
Travail familial au carré	0,306	0,224	-2,301	-8,255
Engrais1 (endos)	1,453	0,394	-1,463	-1,828
Engrais1 au carré	0,931	1,116	0,970	2,693
Engrais2 (npk)	-0,042	-0,061	1,239	5,268
Engrais2 au carré	-0,006	-0,140	-0,040	-13,344
SuperficieXfumier	-1,414	-1,544	1,082	3,811
SuperficieXpesticide	0,382	0,117	-0,456	-0,584
SuperficieXtravail	1,252	0,483	-0,789	-1,796
SuperficieXengrais1	3,689	1,330	2,856	3,987
SuperficieXengrais2	0,045	0,070	-0,747	-3,055
FumierXpesticide	-0,512	-1,385	0,469	3,923
FumierXtravail	-0,609	-1,011	0,191	1,005
FumierXengrais1	-0,289	-0,509	0,419	2,234
FumierXengrais2	-0,061	-0,933	0,029	0,744
PesticideXtravail	0,676	0,351	3,599	5,741
PesticideXengrais1	1,870	1,431	0,128	0,268
PesticideXengrais2	0,212	1,288	0,138	1,534
TravailXengrais1	0,700	0,378	0,714	1,395
TravailXengrais2	-0,425	-0,861	-0,889	-12,693
Engrais1Xengrais2	0,279	1,198	0,162	3,896
Muette (culture légumière=1)	1,001	3,633	0,412	4,262
Muette (irrigation manuelle=1)	-0,645	-2,069	-0,549	-3,543
Muette (terre ocre et limoneuse=1)	0,258	1,124	0,777	13,834
Muette (terre noire et limoneuse=1)	0,885	1,837	2,384	9,945

Tableau 3b : Estimation simultanée des paramètres d'inefficacité

	MLE		
	Colonne 2		
	Coefficient	Student	
B. Modèle d'inefficacité			
Constante2	0,067	0,046	
Muette2 (location payante=1) (R)	-1,740	-4,554	
Personnes nourries (m)	-0,014	-0,166	
Muette2Xpersonnes à nourrir (R*m)	-0,289	-2,678	
Supervision	0,224	1,445	
Expérience	-0,153	-4,085	
Education	0,697	2,770	
Education au carré	-0,038	-3,064	
C. Variances du modèle global			
sigma-squared	0,870	1,541	12,910
gamma		0,99999992	1688143,5
D. Efficacité moyenne			0,489
E. Log de vraisemblance		H0: -119,818	H1: -89,401
F. LR test			60,834

D'emblée, il convient de noter que le modèle d'inefficacité de la section B du tableau 3b (colonne 2) n'est valide que si le paramètre \mathbf{g} associé à l'inefficacité et les coefficients \mathbf{d} sont tous significativement différents de zéro. Pratiquement, on teste l'hypothèse nulle $H_0 = \mathbf{g} = \mathbf{d} = \mathbf{d}_L \mathbf{d}_I = 0$ contre l'hypothèse alternative H_1 que ces coefficients sont différents de zéro à l'exception de \mathbf{g} qui doit être positif. Le ratio de vraisemblance \mathbf{I} utilisé dans le test suit un Chi-deux ($\chi_r^2(\mathbf{a})$) mixte¹⁷ qui a pour degré de liberté r , le nombre de restrictions imposées dans H_0 (ici $r = 9$). Les éléments de la ligne E du tableau 3b permettent le calcul de ce ratio qui s'élève à 60,834. Si l'on compare cette valeur à la valeur critique $\chi_9^2(0,05) = 16,92$, H_0 est rejetée puisque le ratio est largement supérieur. Mais à cause de la présence d'une restriction en inégalité dans H_1 , le ratio de vraisemblance doit en réalité suivre asymptotiquement un χ_9^2 mixte dont la valeur critique se lit sur la table 1 de Kodde et Palm (1986). Ainsi, H_0 est rejetée si \mathbf{I} excède la limite supérieure de la valeur critique d'une statistique de Wald. Au seuil $\mathbf{a} = 5\%$, la valeur critique qui s'élève à 16,274 (Kodde et Palm, pp. 1246) est largement dépassée.

Le paramètre \mathbf{g} est estimé à 0,999¹⁸. Ce score effectivement élevé nous indique que la composante aléatoire U_i a une contribution importante qui ne doit pas être ignorée dans l'analyse de la production des ménages de l'échantillon. Et pour abonder dans ce sens, on note

¹⁷ D'après Coelli (1993, 1995), le ratio de vraisemblance \mathbf{I} suit asymptotiquement un Chi-deux mixte en lieu et place du Chi-deux habituel. Ce test est lui-même basé sur les résultats de Gourieroux, Holly et Monfort (1982) relatifs aux tests conjoints d'hypothèses en égalité et en inégalité. La formule du ratio de vraisemblance est $\mathbf{I} = -2[\ln L(H_0) - \ln L(H_1)]$.

¹⁸ Coelli et Battese (1996) trouvent aussi un résultat similaire dans une application à trois villages indiens.

au passage que l'efficacité moyenne de l'échantillon n'est que de 0,489. Ce résultat nous indique qu'en moyenne, l'output effectif Y_i ne représente que 48,9% de la production maximum possible. Par ailleurs, l'estimation significative de \mathbf{I} nous donne raison d'avoir choisi de représenter la portion déterministe (colonne 2 du tableau 3a) de la frontière stochastique sous la forme fonctionnelle transcendantale logarithmique. Faisons cependant remarquer le maintien dans cette portion de variables non significatives. En toute rigueur, ces dernières doivent être exclues de l'estimation. Nous pourrions le faire, mais nous savons que la forme transcendantale logarithmique est connue pour les problèmes de multicollinéarité qu'elle entraîne dans des petits échantillons. Nos résultats sont quelque peu sensibles à cause de ce problème. De plus, leur maintien aurait été gênant si notre test du ratio de vraisemblance avait rejeté la spécification que nous défendons ici (colonne 2 des tableaux 3a et 3b).

Regardons maintenant les résultats relatifs à l'estimation des sources potentielles d'inefficacité. Il s'agit des résultats de l'estimation de $\bar{u}_i = \mathbf{d}_0 + \mathbf{Z}\mathbf{d}$ (tableau 3b, section B, colonne 2). Nous indiquons en fin de section 2.1 les variables suivantes : l'intensité de supervision du propriétaire des terres (*Supervision*), l'expérience de l'agriculteur dans la zone en tant que marâcher (*Expérience*), son niveau d'éducation (*Education*), sa charge familiale et le paiement du loyer fixe (variable dichotomique).

La variable de supervision est cruciale dans notre analyse et justifiée par le problème d'agence qui naît obligatoirement entre le ménage et son propriétaire comme nous l'avons souligné dans notre section 1. Mais comme le fermier examiné est "residual claimant", on voit effectivement mal pourquoi la supervision aurait un impact sur l'efficacité, à moins qu'il s'agisse d'une aide technique. Par conséquent dans notre contexte, nous faisons l'hypothèse que toute supervision du propriétaire a très peu vocation à prodiguer des conseils techniques pour l'amélioration de l'efficacité. Malgré tout, on ne peut ignorer les deux risques auxquels le propriétaire s'expose dans les contrats de location : celui de ne pas recevoir son loyer comme prévu et celui de voir sa terre dégradée par un fermier "excessivement"¹⁹ motivé dans son effort.

Le second risque fait référence à un problème d'agence différent de celui traité par la littérature sur l'aléa moral standard. Ce qui conforte encore plus l'argument que la supervision n'ait aucun impact sur l'efficacité. Quant au risque de défaut de paiement, il semble vraisemblablement être celui qui pourrait motiver la supervision du propriétaire et expliquer pourquoi on s'attend à un impact de la structure contractuelle sur notre mesure de la supervision, relation qui est empiriquement analysée plus loin dans le papier. Quand on regarde la statistique de Student associée à l'intensité de supervision dans le tableau 3b, il semble effectivement que la supervision qui est non significative n'ait pour réelle justification

¹⁹ Il est "residual claimant".

que la réduction du risque de défaut de paiement. On fait remarquer que la variable de supervision est une variable catégorielle prenant des valeurs allant de 1 à 6 qui correspondent à une diminution de la fréquence des visites.

Qu'en est-il des variables d'expérience et d'éducation ? D'une part, il semble que l'efficacité de l'agriculteur soit d'autant plus grande qu'il accumule de l'expérience dans la pratique du maraîchage. Le coefficient significatif à 1% qui lui est associé a effectivement un signe négatif. Ce résultat est intéressant à relever car il est obtenu avec une variable d'expérience plus précise, contrairement à la plupart des études similaires (Coelli et Battese, 1996) qui utilisent l'âge à la place. Dans notre cas, l'expérience est définie comme le nombre d'années pendant lesquelles le ménage exerce une activité agricole dans la zone où il est interviewé. D'autre part, les coefficients, significatifs à 1%, associés à la variable d'éducation et à son carré ont des signes conformes à nos attentes. Précisément, ces signes indiquent qu'il y a un rendement de l'éducation en termes d'efficacité qui intervient à partir d'un nombre d'années minima d'éducation. Ce résultat empirique corrobore une théorie qui s'est imposée dans l'analyse des facteurs susceptibles d'influencer l'efficacité productive de la ferme, notamment celle qui établit une relation positive entre l'efficacité de l'agriculteur et son niveau d'éducation (e. g. Jamison et Lau, 1982).

Le paiement d'un loyer (variable dichotomique égale à 1 si le fermier paie un loyer au propriétaire) apparaît avec un signe négatif et significatif au seuil de 1%. Les ménages devant payer un loyer pour l'exploitation des terres sont apparemment plus motivés que ceux qui ne paient rien. La variable mesurant le poids de la charge familiale n'est pas significative au seuil habituel. Par charge familiale nous entendons le nombre de personnes ne travaillant pas la terre et nourries par le fermier. Cette variable tente de voir si le poids de la contrainte familiale constitue une source de motivation supplémentaire qui incite à plus d'efficacité chez le fermier.

3. ESTIMATION DES INEFFICACITES : TEST DE ROBUSTESSE SIMPLE

3.1. Le Modèle de Sélection de Heckman avec une équation en Probit

Le résultat intéressant qui ressort de l'estimation de la frontière de production stochastique est celui relatif à la supervision qui semble militer pour une supervision motivée essentiellement par le risque de défaut de paiement. Mais la question demeure quant à savoir si ce résultat est robuste. En effet, il y a une forte présomption d'endogénéité de la structure contractuelle (paiement d'un loyer fixe contre location "gratuite").

Dans un certain sens, il est tout à fait concevable d'admettre que le fait de devoir payer un loyer soit une raison pertinente pour le locataire "residual claimant" d'être plus efficace dans

son travail quotidien à la ferme. En revanche, si cet effet positif de la structure contractuelle sur l'efficacité est vraisemblablement souhaitable, il n'en est moins limité dans son ampleur à bien y regarder. En effet, on ne peut décemment imaginer que le fermier augmente continûment son efficacité avec des niveaux de plus en plus élevés de loyer à payer. S'il est admis que le propriétaire supervise le fermier "residual claimant" afin de réduire son incitation à user d'une stratégie de défaut, il ne devrait pas y avoir de lien pertinent entre l'efficacité du fermier et la structure contractuelle. Même dans les économies où la terre est rare, le loyer doit être négocié avant d'être accepté par le fermier. Dans le cas contraire, soit le fermier ne signera pas de contrat avec ce propriétaire, soit le fermier signera avec le risque important de ne pas pouvoir payer le loyer prévu dans le contrat.

Par ailleurs, la structure contractuelle doit être idéalement mesurée en unité monétaire dont nous ne disposons malheureusement pas pour l'ensemble des locataires de notre échantillon. Cette variable est donc sujette à un problème d'erreur de mesure d'autant plus que nous l'avons incluse dans le modèle sous forme dichotomique. De plus, il semble raisonnable de supposer que le choix d'un contrat de location à loyer fixe n'est pas indépendant des caractéristiques générales de la terre. Nous pensons que le fermier accepte d'entrer dans ce type de contrat et payer un loyer que s'il est convaincu que la terre concernée correspond à des caractéristiques observées mais aussi inobservées qui le renseignent sur l'état de sa qualité. Cette conviction est par ailleurs confortée par l'observation dans notre échantillon de ménages "importateurs" de terres qui ne payent aucun loyer.

Le test de robustesse que nous proposons consiste au fond à instrumenter la variable de choix contractuel par une équation en probit dans laquelle le biais de sélection est corrigé. L'équation de sélection définit la décision des propriétaires "d'exporter" leurs terres. Comme l'intensité de supervision n'est observée que pour les fermiers payant ou non un loyer, la sélection est fondamentale. En effet, étant donné qu'ils sont quotidiennement présents sur leurs parcelles, les fermiers propriétaires sont supposés fournir une supervision maximale concernant l'efficacité. Cette supervision n'étant pas observée, il convient d'en tenir compte pour ne pas biaiser les estimations.

3.2. Quelques Instruments Admissibles pour la Structure Contractuelle

Trois catégories de variables peuvent être retenues pour servir d'instruments et caractériser le choix des contrats de location à loyer fixe. Il y a d'abord les caractéristiques individuelles du fermier. Parmi celles-ci, l'origine géographique du fermier retient notre attention pour au moins une raison. Dans notre échantillon de ménages, les fermiers proviennent de pays variés avec une grande majorité d'africains de l'ouest nettement plus rompus aux travaux agricoles que ne le sont les gabonais. Il est souhaitable de contrôler pour l'origine géographique parce que l'acceptation par le fermier d'un contrat de location peut être le signe que le fermier

dispose d'un capital humain spécifique aux travaux maraîchers qu'il souhaite valoriser sur des terres ayant une certaine valeur qui croît avec le loyer²⁰. De ce type de fermiers qualifiés, on s'attend à ce qu'ils adoptent moins fréquemment une stratégie de défaut de paiement. Pour contrôler de tels effets, nous introduisons deux variables muettes : "*origine lusophone*" et "*origine francophone d'Afrique*". La première regroupe les fermiers ressortissants des pays lusophones voisins tandis que la seconde définit tous les fermiers en provenance des pays francophones d'Afrique de l'ouest.

Mis à part l'origine géographique du fermier comme caractéristique individuelle, nous considérons la distance séparant l'habitation du fermier de la localisation des parcelles louées. L'effet de distance est capté par les coûts de transport personnel quotidiennement supportés par le fermier pour se rendre à son lieu de travail. Si l'éloignement est important, on peut penser que le fermier sera réticent à intégrer un contrat de paiement. C'est la variable "*coûts de transport du fermier*" qui est mesurée en F CFA.

Le second groupe d'instruments retenus est directement lié aux caractéristiques observables de la terre reçue en location. Il s'agit d'effets spécifiques à la terre qui approximativement donnent une idée de la valeur intrinsèque de la terre. Il s'agit sans doute des éléments d'appréciation les plus pertinents qui sont à la disposition du fermier et du propriétaire pour fixer un prix de location mutuellement acceptable. D'une part, trois couleurs de terre sont retenues : "*terre noire et sablonneuse*", "*terre noire et argileuse*", "*terre noire et limoneuse*". D'autre part, nous introduisons une autre variable muette, "*irrigation manuelle*", qui capte l'effet de la présence sur la terre louée d'une installation visant à faciliter l'irrigation des cultures. L'arrosage et plus encore le respect de son timing étant un facteur important du niveau des rendements maraîchers, l'absence de moyens facilitant l'irrigation devrait être un argument qui compte dans le choix contractuel.

Nous avons complété ces caractéristiques observables de la terre par des variables d'environnement visant à capter le degré d'exposition de la parcelle aux chocs. Nous avons introduit deux variables muettes définies ainsi : "*manque d'eau*" représentant le fait de connaître des problèmes d'accessibilité à une source d'eau naturelle et/ou artificielle; "*culture non infestée*" définissant s'il y a régulièrement des problèmes liés aux insectes et autres maladies dans les abords immédiats des parcelles. Concernant cette dernière variable, nombreux sont les fermiers qui ont reconnu faire face à des problèmes phytosanitaires sévères qui, dans la majorité des cas, étaient réglés par l'emploi important d'insecticides.

Nous considérons enfin comme instruments de la structure contractuelle les cultures. Dans

²⁰ On fait l'hypothèse implicite que les "exportateurs" de terres, à savoir les propriétaires, ne peuvent avoir aucun comportement déloyal en ce qui concerne la valeur réelle de leurs terres que les fermiers ne peuvent contrôler.

la littérature empirique²¹, le type de cultures adoptées est souvent évoqué comme argument pertinent dans ce choix contractuel particulier. Notamment dans la littérature sur les contrats agricoles prônée par l'approche en terme de coûts de transaction, les propriétaires n'acceptent pas de donner leurs terres en location fixe lorsque les cultures font appel à des techniques de production intensives qui risquent d'appauvrir la qualité du sol²². Il s'agit donc d'un argument qui s'applique davantage aux propriétaires qu'aux fermiers tant que ces derniers sont "residual claimant". Mais du point de vue du fermier, le choix d'une culture particulière est stratégique et n'est pas sans conséquence sur le choix de la terre et a fortiori sur l'idée même de payer un loyer pour cette dernière. Nous avons retenu les cultures majoritairement adoptées par les fermiers de l'échantillon : "*culture amarante*"²³, "*culture tomate*" et "*culture laitue*". Il s'agit de variables muettes.

L'estimation de la probabilité de paiement d'un loyer avec contrôle pour la sélection est présentée dans le tableau 4 suivant²⁴ :

²¹ Voir Allen et Lueck (1992, 1993, 1996).

²² Ibidem note précédente et Murrell (1983), Datta et al (1986) et Roumasset et Uy (1987).

²³ Il s'agit là d'un légume hautement apprécié par les nationaux.

²⁴ De ces résultats, nous ne présentons que les principaux effets statistiquement pertinents.

Tableau 4 : Probit pour le paiement d'un loyer fixe avec sélection.

	fiml	
	Coefficient	Student
Equation 1 : probit : 1=le ménage paie un loyer fi		
Manque d'eau (dummy)	-1,574	-2,436
Origine lusophone (dummy)	-1,964	-2,338
Culture laitue (dummy)	0,860	1,945
Coûts de transport du fermier (valeur en cfa)	0,000	-1,711
Terre noire et sablonneuse (dummy)	1,401	2,180
Constante	-0,113	-0,312
Equation de sélection 2 : 1= le ménage "importe" la terre cultivée		
Culture laitue (dummy)	1,174	2,834
Propriétaire éloigné de la ferme (dummy)	1,509	3,870
Irrigation manuelle (dummy)	-0,897	-1,676
Terre noire et sablonneuse (dummy)	-0,874	-1,966
Terre noire et argileuse (dummy)	-0,945	-2,093
Constante	0,697	1,318
/athrho	0,497	0,815
Rho: corrélation	0,460	
LR test: H0: rho=0:	chi2(1)	0,725
Pr>chi2		0,394
Numb obs		103
Cens obs		38
Unc obs		65
Wald chi2(5)		18,900
Pr>chi2		0,002

Concernant l'équation de sélection qui définit la probabilité des propriétaires à "exporter" leurs terres, nous avons retenu les variables suivantes : "*irrigation manuelle*", "*terre noire et sablonneuse*", "*terre noire et argileuse*", "*terre noire et limoneuse*", "*culture amarante*", "*culture tomate*", "*culture laitue*", "*expérience*", "*statut marital*" et "*propriétaire éloigné de la ferme*". Nous voulons juste revenir sur la justification des trois dernières variables de la liste précédente.

D'une part, nous pensons que les propriétaires prennent la décision de céder leurs terres pour un contrat de location en prenant la précaution de jauger le fermier sur ses réelles intentions. Que ce soit par méfiance quant à son aptitude à honorer le contrat de paiement ou même le souci de s'assurer que la terre sera travaillée sans dégradation fâcheuse, le propriétaire va s'informer sur les caractéristiques du fermier. Le nombre d'années de présence du fermier en tant que tel dans la zone de localisation ("*expérience*") ainsi que son "*statut marital*" nous semblent importants dans cette perspective. D'autre part, il est évident que la décision de donner les terres en location va aussi reposer sur l'éloignement du propriétaire des terres concernées. La variable binaire "*propriétaire éloigné de la ferme*" donne une idée de la

distance entre le lieu d'habitation du propriétaire et les terres faisant l'objet du contrat de location. Nous pensons que l'"exportation" des terres par le propriétaire est aussi positivement liée à l'éloignement parce que les risques d'expropriations voire de vols augmentent si le propriétaire ne montre pas une certaine présence sur ses terres.

Les résultats obtenus par la procédure de Heckman sont la deuxième étape pour l'estimation efficace des paramètres explicatifs de l'inefficacité des ménages producteurs de cultures maraîchères de notre échantillon. Avant d'y arriver, intéressons-nous d'abord aux résultats de l'équation 1 du tableau 4. Les variables statistiquement pertinentes de ce modèle résument cinq effets principaux. On note tout d'abord que l'absence et/ou l'insuffisance de points d'eau naturels ou artificiels constituent un facteur pertinent qui diminue la probabilité d'accepter un contrat de location nécessitant le paiement d'un loyer.

On voit également que les ménages ressortissants de pays lusophones payent un loyer fixe avec une probabilité plus faible par comparaison aux autres ménages de l'échantillon. Ce peut être là le signe que les ménages de ce type sont en moyenne moins dotés en compétences pour accepter de payer pour de "bonnes terres" qu'ils ne pourront sans doute pas exploiter suffisamment pour couvrir toutes les charges, y compris le loyer. Ce signe négatif suggère aussi que les ménages lusophones puissent avoir une forte inclination à faire du défaut stratégique, c'est-à-dire à ne pas payer le loyer.

L'autre effet intéressant à signaler est celui concernant les variables de cultures. Des trois variables de cultures retenues au départ de notre analyse empirique, seule la variable muette captant l'effet relatif aux laitues semble donner statistiquement satisfaction bien que le seuil de signification correspondant ne soit que de 6%. Il semble que cette catégorie de cultures soit principalement produite dans le cadre de contrats de location puisque la probabilité de paiement d'un loyer fixe est croissante. En revanche, les coûts de transport personnel supportés par le fermier ont un effet positif très voisin de zéro avec un seuil de signification de 10%. Ils ne présentent donc pas empiriquement une pertinence substantielle.

Compte tenu de la relative satisfaction statistique à laquelle la procédure de Heckman aboutit, on peut dériver la prédiction de notre choix contractuel (équation 1 du tableau 4). Les tableaux 5a et 5b résument le pouvoir de prédiction de notre équation en probit avec contrôle de la sélection.

Tableau 5a : Prédiction du choix contractuel :
échantillon d'"importateurs" de terres

	Prédiction: paye00		Total
	0	1	
Paiement fixe			
0	29	4	33
1	13	19	32
Total	42	23	65
Prédiction			0,738

Tableau 5b : Prédiction du choix contractuel :
échantillon total

	Prédiction: paye00		Total
	0	1	
Paiement fixe			
0	63	8	71
1	13	19	32
Total	76	27	103
Prédiction			0,796

Que ce soit sur l'échantillon global de fermiers ou seulement sur celui pour lequel il y a censure, notre estimation de la probabilité de paiement d'un loyer fixe avec sélection permet de prédire convenablement le choix contractuel. Les pourcentages de prédictions s'élèvent respectivement à 79,6 et 73,8. Il convient cependant de signaler que notre modèle rejette fortement et statistiquement la corrélation entre les résidus des deux équations. En effet, le test de ratio de vraisemblance de rejet d'une corrélation sous l'hypothèse nulle montre un χ^2_1 calculé de l'ordre de 0,725 qui ne permet pas de rejeter cette hypothèse. En conséquence, la sélection n'est pas statistiquement pertinente et nous devrions estimer un probit sans sélection pour endogénéiser le choix contractuel. Mais nous sommes contraints de maintenir ce modèle parce que notre échantillon est petit. En effet dans ces circonstances, le rejet de la sélection peut tout simplement provenir d'un problème statistique dû à l'incapacité des données à satisfaire les propriétés asymptotiques requises pour la procédure de Heckman.

3.3. Quels sont les Facteurs qui Agissent sur l'Efficacité des Maraîchers de Libreville ?

A partir de la valeur prédite du paiement du loyer fixe dérivée précédemment, nous estimons une nouvelle fois la frontière de production stochastique par maximum de vraisemblance. Cela donne les résultats des tableaux 6a et 6b présentés respectivement page 34 et 38.

La première remarque à apporter concerne la pertinence de la spécification en termes de frontière stochastique avec facteurs d'inefficacité. En regardant la colonne 2 des tableaux 6a et 6b, on s'aperçoit directement que les coefficients de la relation linéaire d'inefficacité et le paramètre \mathbf{g} passent conjointement le test d'acceptation de cette spécification. En effet au seuil de 5%, le $\chi^2_2(0,05) = 16,274$ critique lu sur la table 1 de Kodde et Palm (1986) est largement dépassé par le ratio de vraisemblance qui lui s'élève à 79,319 (section F du tableau

6b). Par ailleurs, le paramètre d'inefficacité technique g est proche de l'unité confirmant le résultat obtenu en section 2. Notre résidu composé E_i est totalement dominé par sa composante inefficacité U_i . Pour sa part, l'inefficacité moyenne des producteurs maraîchers a augmenté pour se situer à 0,577. Ce qui constitue un score supérieur à ce que nous avons obtenu en l'absence d'endogénéisation de R . Si nous nous fions à ces deux résultats, mais plus encore au second, il semble que les producteurs maraîchers de notre échantillon disposent d'une marge de progression importante pour atteindre le niveau de production techniquement efficient.

Tableau 6a : Frontière de production stochastique

	MCO		MLE	
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 1	Colonne 2
	Coefficient	Student	Coefficient	Student
A. Frontière				
Constante1	7,187	2,345	11,391	70,058
Superficie	5,066	0,995	6,443	12,506
Superficie au carré	1,634	0,635	3,399	22,578
Fumier	0,941	1,146	0,054	3,042
Fumier au carré	0,019	0,158	0,087	23,685
Pesticide	5,024	1,566	10,085	32,104
Pesticide au carré	-0,612	-0,594	-0,141	-1,807
Travail familial	-0,020	-0,007	0,478	6,156
Travail familial au carré	0,306	0,224	-1,347	-48,924
Engrais1 (endos)	1,453	0,394	-1,002	-2,864
Engrais1 au carré	0,931	1,116	1,192	33,060
Engrais2 (npk)	-0,042	-0,061	0,820	32,431
Engrais2 au carré	-0,006	-0,140	-0,003	-4,198
SuperficieXfumier	-1,414	-1,544	0,396	7,006
SuperficieXpesticide	0,382	0,117	2,177	12,381
SuperficieXtravail	1,252	0,483	1,154	16,906
SuperficieXengrais1	3,689	1,330	5,444	52,720
SuperficieXengrais2	0,045	0,070	-0,915	-68,073
FumierXpesticide	-0,512	-1,385	-0,107	-12,261
FumierXtravail	-0,609	-1,011	0,593	59,345
FumierXengrais1	-0,289	-0,509	-0,206	-3,081
FumierXengrais2	-0,061	-0,933	0,123	21,360
PesticideXtravail	0,676	0,351	2,366	82,984
PesticideXengrais1	1,870	1,431	2,102	42,242
PesticideXengrais2	0,212	1,288	-0,079	-18,976
TravailXengrais1	0,700	0,378	1,546	48,681
TravailXengrais2	-0,425	-0,861	-0,926	-116,262
Engrais1Xengrais2	0,279	1,198	0,066	10,584
Muette (culture légumière=1)	1,001	3,633	1,137	191,312
Muette (irrigation manuelle=1)	-0,645	-2,069	-0,218	-29,587
Muette (terre ocre et limoneuse=1)	0,258	1,124	0,659	45,569
Muette (terre noire et limoneuse=1)	0,885	1,837	1,067	97,843

Lorsqu'on se concentre sur les facteurs explicatifs potentiels des inefficacités de ces fermiers, le tableau 6b met en relief quelques résultats empiriques nouveaux et intéressants mais confirme aussi des effets dont on a déjà discuté en section 2. En commençant par les résultats les moins ambigus parce que confirmés, on note avec satisfaction que la variable d'éducation et la proxy de l'expérience du fermier dans le maraîchage continuent à réduire significativement au seuil de 5% l'inefficacité technique au sein de la ferme agricole. Cette

relative stabilité sur les signes et la significativité statistique de ces variables est peut-être aussi l'indication que le problème de multicollinéarité soupçonné dans les spécifications transcendantales logarithmiques les affecte avec peu de sévérité.

Concernant la charge familiale, les résultats sont intéressants. En effet, la charge familiale semble agir significativement au seuil de 1% sur l'efficacité. Ce qui traduit l'idée que les ménages nombreux sont plus efficaces que les ménages qui le sont moins d'après le signe négatif associé à la variable (tableau 6b, colonne 2).

L'autre résultat intéressant concerne l'impact du paiement fixe endogénéisé qui est désormais non significatif en comparaison au résultat obtenu dans le tableau 3b. En rendant le paiement fixe endogène, on obtient un résultat qui paraît compatible avec l'argument en termes de défaut stratégique. Comme nous l'avons discuté à la section 3.1 et à divers endroits dans ce papier, l'endogénéisation du choix contractuel doit conduire au rejet empirique d'un impact du paiement fixe sur l'efficacité du fermier. Si tel n'était pas le cas, cela voudrait dire que le fermier est toujours prêt à accepter que le propriétaire augmente unilatéralement le loyer sans que cela n'ait aucune conséquence sur son efficacité et ses profits. Cette relation n'a vraisemblablement aucune chance de durer dans le temps à moins que le fermier ne soit aliéné au propriétaire. Ce résultat milite sans doute pour la stratégie de défaut de paiement. Un autre résultat qui abonde dans ce sens concerne la variable de supervision qui apparaît avec un t -student largement inférieur à la valeur critique 2 correspondant au seuil de 5%. En clair, la conjonction de la perte de significativité statistique du paiement après endogénéisation et d'absence de significativité de la supervision est compatible avec la prévalence d'un risque de stratégie de défaut qui semble constituer un problème empirique majeur des fermiers maraîchers de Libreville.

Le résultat simple qui devrait confirmer ces effets concordant consisterait à montrer que le paiement fixe endogène impacte positivement l'intensité de supervision.

Tableau 6b : Modèle d'inefficacité.

		MLE	
		Colonne 2	
		Coefficient	Student
B. Modèle d'inefficacité			
Constante2		-4,161	-2,598
Muette2 (location payante=1) (R)		0,992	1,274
Personnes nourries (m)		-1,443	-3,827
Muette2Xpersonnes à nourrir ($R*m$)		0,574	1,995
Supervision (Z_1)		0,150	0,755
Expérience (Z_2)		-0,326	-3,238
Education (Z_3)		1,576	4,512
Education au carré (Z_4)		-0,104	-3,874
C. Variances du modèle global			
Variance des résidus (σ_E^2)	0,870	6,328	4,806
Gamma ($\gamma=\sigma_U^2/\sigma_E^2$)		0,99999978	36088695
D. Efficacité moyenne			0,577
E. Log de la vraisemblance		H0: -119,818	H1: -80,158
F. Ratio de vraisemblance (1)			79,319

3.4. Y a-t-il un Risque de Stratégie de Défaut dans les Contrats de Location du Secteur Maraîcher de Libreville ?

Pour réponse à cette importante question, nous régressons l'intensité de supervision du propriétaire sur le paiement fixe endogénéisé et toute une série de variables de contrôle qui sont celles utilisées dans l'équation de sélection examinée précédemment. L'échantillon concerné est évidemment limité aux seuls fermiers "importateurs" de terres. Après avoir éliminé les variables non significatives, il ressort de cette estimation que le paiement fixe reste significatif au seuil de 5%. Normalement inattendu dans les contrats de location à loyer fixe, ce résultat empirique conforte l'argument en faveur d'un risque de stratégie de défaut subi par les propriétaires dans le contexte des maraîchers de Libreville. Mais on ne peut catégoriquement conclure en faveur d'une intensité de supervision motivée par le risque de défaut stratégique car l'impact, bien que significatif, reste négatif. Le tableau 7 résume ces résultats finaux.

Tableau 7: Intensité de supervision et paiement fixe

Numb obs		65
F(5,59)		6,540
Prob>F		0,000
R-squared		0,357
Adj R-squ		0,302
intensité de supervision	Coefficient	Student
Païement fixe endogénéisé	0,593	2,104
propriétaire proche de la ferme	-1,565	-3,316
irrigation manuelle	0,555	1,900
terre noire et argileuse	0,771	1,778
terre noires et limoneuse	0,818	2,976
constante	2,925	11,806

4. CONCLUSION

L'approche empirique utilisée dans ce papier nous a permis d'apporter quelques éléments de compréhension nouveaux du rôle de la supervision dans les contrats de location en vigueur dans le maraîchage de Libreville. Dans les contrats de location où le fermier est "residual claimant", le risque de stratégie de défaut de paiement implique que : (1) les visites du propriétaire n'aient pas d'effets incitatifs sur l'efficacité du fermier puisque le risque moral standard est peu probable; (2) le choix contractuel pour le paiement fixe soit statistiquement pertinent comme facteur de cette supervision.

Les frontières stochastiques offrent une méthode d'évaluation de l'efficacité du fermier qui nous a permis de vérifier que la supervision est bien sans effet incitatif dans les contrats de location. C'est ce que suggère la variable de supervision non significative. Ce résultat est obtenu sans et avec une mesure du paiement fixe endogène. Avec la meilleure mesure du paiement fixe, nous trouvons (tableau 6b) que ce dernier devient non significatif, ce qui est compatible avec la stratégie de défaut de paiement. Nous avons pu confirmer ce résultat en montrant (tableau 7) que le paiement fixe endogène apparaît significativement en contrôlant pour les effets spécifiques à la terre. Il y a cependant un bémol à apporter puisque nous n'obtenons pas la relation positive à laquelle on aurait dû s'attendre conformément à notre argument sur le rôle de la supervision en présence de risque de défaut stratégique de la part du fermier locataire. Ce résultat reste tout entier et mérite débat.

BIBLIOGRAPHIE

- Ai, C., J-L. Arcand, and F. Ethier (1998), "Inefficacité Marshallienne, Partage des Coûts et Modèles Contractuels avec Marchés Manquants: Résultats Empiriques Tunisiens", *Revue d'Analyse Economique*, vol. 74, n° 3, 315-341.
- Aigner, D., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.
- Allen, D. W. and D. Lueck (1992), "Contract Choice in Modern Agriculture: Cash Rent versus Crop Share", *Journal of Law and Economics*, vol. 35, n° 2, 397-426.
- Allen, D. W. and D. Lueck (1993), "Transaction Costs and the Design of Cropshare Contracts", *Rand Journal of Economics*, vol. 24, n° 1, 78-100.
- Allen, D. W. and D. Lueck (1996), "Transaction Costs Approach to Agricultural Contracts" in D. Martimort, editor, *Agricultural Markets: Mechanisms, Failures, and Regulations*, North-Holland, The Netherlands.
- Alston, L. J., S. K. Datta, and J. B. Nugent (1984), "Tenancy Choice in a Competitive Framework with Transactions Costs", *Journal of Political Economy*, vol. 92, n° 6, 1121-1133.
- Battese, G. E. and G. S. Corra (1977), "Estimation of a Production Frontier Model : With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia", *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21, 169-179.
- Battese, G. E. and T. J. Coelli (1993), "A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects", *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics*, 69, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.
- Bhalla, S. S. (1988), "Does Land Quality Matter? Thoery and Measurement", *Journal of Development Economics*, vol. 29, n° 1, 45-62.
- Christensen, L., and W. H. Greene (1976), "Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation", *Journal of Political Economy*, 84, 655-676.
- Christensen, L., D. Jorgenson, and L. J. Lau (1973), "Transcendental Logarithmic Production Functions", *Review of Economics and Statistics*, 55, 28-45.
- Christensen, L., D. Jorgenson, and L. J. Lau (1975), "Transcendental Logarithmic Utility Functions", *American Economic Review*, 65, 367-383.

- Coelli, T. (1995), "Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function : A Monte Carlo Analysis", *Journal of Productivity Analysis*, 6, 247-268.
- Coelli, T. J. (1996), "A Guide to Frontier Version 4.1 : A Computer Program for Frontier Production Function Estimation", *Centre for Efficiency and Productivity Analysis Working Paper 96/07*, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.
- Coelli, T. J. and G. E. Battese (1996), "Identification of Factors which Influence the Technical Inefficiency of Indian Farmers", *Australian Journal of Agricultural Economics*, 40, 103-128.
- Coelli, T. J., D. S. Prasada Rao, and G. E. Battese (1999), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Chapitres 8 et 9, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- Datta, S. K., D. J. O'Hara, and J. B. Nugent (1986), "Choice of Agricultural Tenancy in the Presence of Transaction Costs", *Land Economics*, vol. 62, n° 2, 145-158.
- Gourieroux, C., A. Holly, and A. Monfort (1982), "Likelihood Ratio Test, Wald Test, and Kuhn-Tucker Test in Linear Models with Inequality Constraints on the Regression Parameters", *Econometrica*, 50, 63-80.
- Greene, W. H. (1997), "Frontier Production Functions", in M. Pesaran and P. Schmidt, editors, *Handbook of Applied Econometrics : Microeconomics (Volume II)*, Blackwell Publishers, London.
- Greene, W. H. (2000), *Econometric Analysis*, Prentice Hall International Editions, New Jersey.
- Harris, M. and A. Raviv (1979), "Optimal Incentive Contracts with Imperfect Information", *Journal of Economic Theory*, vol. 20, 2, 231-259.
- Holmstrom, B. (1979), "Moral Hazard and Observability", *The Bell Journal of Economics*, vol. 10, n° 1, 74-91.
- Jamison, D. T., and L. J. Lau (1982), *Farmer Education and Farm Efficiency*, Chapitre 6, The Johns Hopkins University Press, Baltimore and London.
- Kodde, D. A. and F. C. Palm (1986), "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions", *Econometrica*, 54, 1243-1248.
- Kumbhakar, S. C., S. Ghosh, and J. T. McGuckin (1991), "A Generalised Production Frontier

- Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms", *Journal of Business and Economic Statistics*, 9, 279-286.
- Lewis, T. (1980), "Bonuses and Penalties in Incentive Contracting", *The Bell Journal of Economics*, vol. 7, Spring, 292-301.
- Lucas, R. E. B. (1979), "Sharing, Monitoring, and Incentives: Marshallian Misallocation Reassessed", *Journal of Political Economy*, vol. 87, n° 3, 501-521.
- Meeusen, W. and J. van den Broeck (1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error", *International Economic Review*, 18, 435-444.
- Murrell, P. (1983), "The Economics of Sharing: A Transaction Cost Analysis of Contractual Choice in Farming", *The Bell Journal of Economics*, vol. 14, n° 1, 283-293.
- Otsuka, K., H. Chuma, and Y. Hayami (1992), "Land and Labor Contracts in Agrarian Economies : Theories and Facts", *Journal of Economic Literature*, 30, 1965-2018.
- Pitt, M. M. and L-F. Lee (1981), "Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry", *Journal of Development Economics*, 9, 43-64.
- Riefschneider, D. and R. Stevenson (1991), "Systematic Departures from the Frontier : A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency", *International Economic Review*, 32, 715-723.
- Roumasset, J. and M. Uy (1987), "Agency Costs and Agricultural Firm", *Land Economics*, vol. 63, n° 3, 290-302.
- Sappington, D. E. M. (1991), "Incentives in Principal-Agent Relationships", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 5, n° 2, 45-66.
- Stevenson, R. E. (1980), "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation", *Journal of Econometrics*, 13, 57-66.
- Stiglitz, J. E. (1974), "Incentives and Risk Sharing in Sharecropping", *Review of Economic Studies*, vol. 41, n° 2, 219-255.
- Stiglitz, J.E. (1975), "Incentives, Risk, and Information: Notes Toward a Theory of Hierarchy", *The Bell Journal of Economics*, vol. 7, Autumn, 552-579.
- Zellner, A., J. Kmenta, and J. Drèze (1966), "Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function Models", *Econometrica*, 34, 784-795.