

ESTIMATION OF THE ECONOMIC EFFICIENCY OF CASHEW NUT
PRODUCTION IN BENIN

By

AROUNA, Aminou; ADEGBOLA, Patrice Ygué; ADEKAMBI, Souléïmane
Adéyèmi

*Contributed Paper presented at the Joint 3rd African Association of Agricultural
Economists (AAAE) and 48th Agricultural Economists Association of South Africa
(AEASA) Conference, Cape Town, South Africa, September 19-23, 2010.*

ESTIMATION OF THE ECONOMIC EFFICIENCY OF CASHEW NUT PRODUCTION IN BENIN

Aminou AROUNA ¹, Patrice Ygué ADEGBOLA ² et Souléïmane Adéyèmi ADEKAMBI ^{3,*}

¹ PAPA/INRAB, Porto-Novo, Benin, arouna_aminou@yahoo.fr

² PAPA/INRAB, Porto-Novo, Benin, patrice.adegbola@coraf.org

³ PAPA/INRAB, Porto-Novo, Benin, adeksoul@yahoo.fr

* Corresponding author.

Abstract

This study contributes to the debate regarding the competitiveness of developing countries in the context of globalization. To take advantage of this trend, developing countries will have to position themselves properly through new policies and efficiency in production. In Benin, new orientation of agricultural policy concerns the diversification of exported products. Therefore, and due to the decrease of international price of cotton which represents the main exported crop, cashew nut, the second exported crop by Benin, becomes more interesting for government policy. The study quantified cashew nut production farmers' efficiency using a stochastic production frontier and a cost function combined with numerical classification. Primary data were collected from a stratified random sample of 262 farmers in Benin. Using numerical classification, we distinguished three classes from cashew nut producers with an average plantation area of 3.6; 8.9 and 20 hectares. The results showed that scale effect was absent because larger farmers were not more efficient than the small ones. Results also revealed significant inefficient of input use in cashew nut production in Benin. Yet, about 39 % and 61 % of the cashew nuts' farmers were technically and economically inefficient, respectively, indicating that farmers could increase output and households income through better use of available resources. The study also revealed that the farmers who were technically and economically inefficient have less experience in of cashew nut production, less contact with the extension structure and are not member of a farmers' association.

Keywords: Benin, efficiency analysis, exported products, cashew nut, policy

ANALYSE DE L'EFFICACITE TECHNIQUE, ALLOCATIVE ET ECONOMIQUE DES UNITES DE PRODUCTION DES NOIX DE CAJOU AU BENIN

Aminou AROUNA ¹, Patrice Ygué ADEGBOLA ² et Souléïmane Adéyèmi ADEKAMBI ^{3,*}

¹ PAPA/INRAB, Porto-Novo, Benin, arouna_aminou@yahoo.fr

² PAPA/INRAB, Porto-Novo, Benin, patrice.adegbola@coraf.org

³ PAPA/INRAB, Porto-Novo, Benin, adeksoul@yahoo.fr

* Personne pour toutes correspondances.

Résumé

Suite aux problèmes que connaît le coton qui est la seule filière d'exportation au Bénin, la nouvelle politique agricole est désormais axée sur la diversification de la production, l'augmentation des rendements et l'amélioration de la compétitivité du secteur à l'exportation. Ainsi, on assiste au développement d'autres cultures d'exportation dont l'anacarde qui représente la deuxième culture d'exportation. Cette étude utilise la fonction de production frontière stochastique, la fonction de coût combinée à la classification numérique pour évaluer l'efficacité technique, allocative et économique des unités de production et de transformation des noix cajou au Bénin. Pour y parvenir, les données quantitatives ont été collectées auprès de 262 producteurs et productrices qui sont repartis dans quatre départements du Bénin (Atacora, Collines, Borgou et Donga). Les données ont été analysées avec les logiciels SPSS 12.0 et STATA 9.0. Tous les enquêtés disposent en moyenne d'une parcelle d'anacarde mais le nombre varie entre 1 et 5. L'âge moyen des plantations est de 10,75 ans (avec un écart type de 8,57 ans). L'analyse des données a permis de distinguer trois classes de producteurs d'anacarde dont les superficies moyennes sont respectivement de 3,6 ha, 8,9 ha et 20 ha. Il ressort des résultats économétriques qu'il existe à l'intérieur de ces différentes classes les unités de production techniquement et économiquement inefficaces. L'étude conclut donc que les grandes exploitations ne sont pas plus efficaces que les petites. Ainsi, toute action pour la promotion de la filière anacarde doit être orientée aussi bien vers les grandes que les petites unités.

Mots clés : Filière anacarde, efficacité, fonction de production frontière stochastique, Bénin.

1. Introduction

La dernière crise de la filière coton nettement perceptible au Bénin depuis la campagne 1999-2000 a de nouveau mis à nu la fragilité d'une économie fondée sur un seul produit d'exportation (PPAB, 2001). Dès lors, la diversification agricole est devenue une priorité nationale que s'approprie au jour le jour tous les acteurs du développement agricole. C'est en ce sens que neuf filières dont l'anacarde ont été ciblées. En effet, l'anacarde est par excellence un arbre à buts multiples (Memento de l'Agronome, 2002). Outre son intérêt en agroforesterie, le fruit (la noix de cajou) et le faux fruit (la pomme de cajou) de l'anacardier fournissent des produits spécifiques très cotés à l'exportation et sur le marché local (Aina, 1996 ; Gagnon, 1998). Au Bénin, la noix d'anacarde est la deuxième culture d'exportation après le coton (Gagnon, 1998). A côté des 5 000 ha d'anciennes plantations domaniales (rétrocédées à des privés), on retrouve plus de 25 000 ha de verger planté récemment (ONS, 2000). Tous ces éléments montrent clairement l'opportunité que représente aujourd'hui l'anacarde dans le processus de la diversification agricole voulue de tous au Bénin. Cependant, il importe de savoir si cette filière jouit pleinement de tous ces atouts. En effet, malgré ces avantages de la filière anacarde, plusieurs problèmes menacent son avenir (Gagnon, 1998 ; Tandjiékpon et Téblékou, 2002) parmi lesquels on peut citer : le faible niveau de rendement des plantations existantes et une maîtrise insuffisante des coûts de production. Face à ces contraintes, on pourrait se poser l'épineuse question de savoir si les différentes unités de production des noix de cajou du Bénin sont techniquement et économiquement efficaces dans l'allocation des ressources disponibles. En effet, l'augmentation du volume de la production à travers une augmentation des ressources productives (superficies emblavées en occurrence) n'est pas une option durable. L'augmentation de la production n'exige pas forcément une augmentation globale des ressources productives mais peut aussi résulter d'une modification de la façon de gérer les ressources existantes.

Cette étude vise donc à analyser l'efficacité technique, allocative et économique des unités production de noix de cajou du Bénin. La prochaine section de cette étude présente la méthodologie suivie, la troisième section aborde les résultats obtenus et enfin, les conclusions et implications de l'étude sont présentées à la dernière section.

2. Modèle d'estimation du niveau d'efficacité des producteurs

Plusieurs approches sont connues de nos jours, pour la mesure d'efficacité. Mais la plus utilisée est celle de la fonction de production frontière¹ (voir par exemples Farrell, 1957 ; Yuengert, 1993 ; Wilson *et al.*, 1998 ; Tauer, 2001 ; Griffin et Steel 2004). C'est cette approche qui est utilisée dans le cadre de cette étude. Selon cette dernière, la fonction de production frontière est la production maximale que tout producteur d'anacarde peut obtenir à parti des quantités données d'input (terre, engrais, pesticides, semences, main-d'œuvre, etc.). Cette production maximale, encore désignée comme étant le potentiel, dépend des caractéristiques physico-chimiques des sols et d'autres contraintes physiques spécifiques à chaque ferme. Une fois toutes ces contraintes contrôlées, toute déviation de la production potentielle est attribuée à l'inefficacité technique du producteur. La forme générale du modèle stochastique de production frontière, pour tout produit, peut s'écrire comme suit :

$$y = f(x)e^{u+v}, \quad (1)$$

Où y représente la production obtenue par le producteur ; f est la fonction de production frontière décrivant les paramètres du processus de production ; x est un vecteur de N intrants utilisés par le producteur ; $f(x)$ est la production potentielle ou maximale possible que n'importe quel producteur peut obtenir à partir x et de technologies de production incorporées dans f ; u est une variable aléatoire négative mesurant la déviation systématique du niveau de production du producteur de la valeur potentielle ; et v le terme d'erreur aléatoire. De ce fait, le ratio non négatif $e^u = f(x)e^v / y$ mesure le niveau d'efficacité technique du producteur. Ce même ratio mesure la déviation de la productivité marginale potentielle indépendamment du niveau d'intrants utilisés. Les producteurs sont dits techniquement efficace lorsque ce ratio atteint sa valeur maximale qui est 1 (correspondant à la valeur zéro de la déviation u). Sinon, ils sont encore inefficace et peuvent par conséquent obtenir des productions plus élevées avec le même niveau d'intrants. La variable aléatoire u est généralement supposée une distribution semi-normal et l'indice d'efficacité technique pour tout producteur est donné par $E(e^u / \xi)$, où $\xi \equiv u + v$ (Battese et Coelli, 1988 ; Kalirajan, 1991).

L'inefficacité technique du producteur dépend des facteurs sociodémographiques incluant l'accès aux services de vulgarisation, au crédit, aux infrastructures, l'âge, le niveau d'éducation, etc. (voir

¹ A stochastic frontier production function framework

par exemple Kalirajan 1981; Pitt and Lee 1981; and Battese 1992). En s'inspirant de Kumbhakar *et al.* (1991), Huang et Liu (1994), et Battese et Coelli, (1995), la dépendance de l'inefficacité du producteur des facteurs sociodémographiques peut être formulée comme suit :

$$u = z\beta + \varepsilon, \quad (2)$$

Où z est un vecteur des variables sociodémographiques, β est le vecteur des paramètres à estimer, et ε est le terme d'erreur normalement distribué avec une moyenne égale à 0 et un point tronqué défini comme par $\varepsilon \leq -z\beta$. L'estimation du vecteur de paramètres β a généré beaucoup de débats dans les études d'efficacité. La procédure la plus populaire est dans un premier temps d'estimer les indices d'efficacité et dans un second temps procéder à leur régression contre les différents facteurs soupçonnés. Lorsque Ray (1988) et Kalirajan (1991) défendent cette procédure à deux étapes, d'autres auteurs (Kumbhakar *et al.* 1991 ; Battese et Coelli, 1995) défient cette approche en argumentant que ces facteurs doivent être directement incorporés dans le modèle d'estimation de la fonction frontière. Malgré ces critiques, la procédure à deux étapes est restée populaire dans la recherche des facteurs affectant les indices d'efficacité.

Dans la présente étude, les trois types d'efficacité (technique, allocative et économique) ont été estimés et la procédure à deux étapes a été adoptée. Ainsi, les différents indices d'efficacité ont été dans un premier temps déterminés à l'aide de la méthode production frontière stochastique "*stochastic frontier*" et dans un second les facteurs affectant ces indices d'efficacité ont été analysés à l'aide d'un modèle Tobit².

La présente étude a recouru à une spécification beaucoup plus flexible, la spécification Translogarithmique³. En nous inspirant des travaux de Guarda et Rouabath (1999), les modèles à estimer se présentent comme suivent :

Pour la fonction de production :

² Du fait que l'efficacité est une valeur limitée entre zéro et un (voir Kumbhakar *et al.*, 1991 ; Huang et Liu, 1994 et Battese et Coelli, 1995 pour plus de détails)

³ Contrairement à la spécification Cobb-Douglas plus rencontrée dans la littérature en raison de sa simplicité et du fait qu'elle suppose que les facteurs de production sont directement substituables d'une part et d'autre part, que les élasticités de chacun des facteurs sont présumées identiques pour tous les individus. A ce titre, on peut donc émettre quelques réserves quant à sa pertinence. La spécification Translog présente donc l'avantage de lever les hypothèses de substituabilité des facteurs et d'homogénéité de l'élasticité de la production par rapport à chacun de ces facteurs. Elle est aussi appropriée lorsqu'on est en présence des entreprises qui produisent plusieurs biens à partir des mêmes intrants et permet, dans le cas de multi-produits, de constater la présence d'économie de variété.

$$\begin{aligned} \ln y_i = & \beta_0 + \beta_1 + \ln x_{i1} + \beta_2 \ln x_{i2} + \beta_3 \ln x_{i3} + \beta_4 \ln x_{i4} + (1/2) \beta_{11} \ln x_{i1} \ln x_{i1} \\ & + (1/2) \beta_{22} \ln x_{i2} \ln x_{i2} + (1/2) \beta_{33} \ln x_{i3} \ln x_{i3} + \beta_{12} \ln x_{i1} \ln x_{i2} \\ & + \beta_{13} \ln x_{i1} \ln x_{i3} + \beta_{23} \ln x_{i2} \ln x_{i3} + v_i - u_i \end{aligned} \quad (3)$$

avec, $i = 1, 2, \dots, N$; y_i le rendement en noix de cajou (en kg/ha) pour le producteur i ; x_i les inputs définis de la manière suivante :

x_1 = la quantité d'engrais utilisée (en kg/ha),

x_2 = la quantité de semences utilisée (en kg/ha)

x_3 = la quantité de main-d'œuvre utilisée en homme-jour par hectare (hj/ha),

x_4 = la quantité d'insecticide utilisée (en L/ha).

Les paramètres β_{ij} , avec $i \neq j$, indiquent le sens de la relation entre les différents facteurs de production utilisés. Ainsi, si $\beta_{ij} > 0$, les facteurs i et j sont substituables, et si $\beta_{ij} < 0$, alors les facteurs i et j sont complémentaires. La prise en compte de ces paramètres β_{ij} permet également d'affiner l'estimation de l'impact d'une variable donnée sur la production, puisqu'en réalité, cet impact résulte à la fois des effets spécifiques et des effets d'interaction (or dans le cadre de la Cobb-Douglas, ces effets d'interaction n'avaient pas été pris en compte)

Quant à la fonction des coûts, sa spécification se présente aussi comme suit :

$$\begin{aligned} \ln C_i = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \sum_i \beta_i \ln y_i + (1/2) \sum_i \sum_k \alpha_{ik} \ln p_i p_k \\ & + (1/2) \sum_h \sum_j \beta_{hj} \ln y_h y_j + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln p_i y_j + v_i + u_i \end{aligned} \quad (4)$$

où C_i représente le coût total; y_1 représente le rendement en noix de cajou (kg/ha); y_2 est le rendement des autres cultures associées (kg/ha); p_1 est le prix du kg d'engrais (NPK et/ou Urée); p_2 est le prix du kg semences de noix de cajou; et p_3 est le coût de la main d'œuvre (FCFA/homme-jour).

3. Choix de la zone d'étude et collecte de données

Les données de cette étude ont été collectées au cours de l'année 2005. Les enquêtes ont été mises en œuvre dans quatre départements (Atacora, Borgou, Collines, et Donga). Les départements ont été choisis suivant leur contribution⁴ au volume de la production nationale en noix de cajou. Il en est de même pour le choix des communes à l'intérieur d'un même département. Le nombre de communes retenues a varié d'un département à un autre. Le principal critère ayant servi de guide dans le choix

⁴ Voir Gagnon (1998).

des villages a été leur niveau d'accessibilité au moment de la mise en œuvre de l'enquête. Ces choix ont été réalisés avec l'aide des agents du Centre Communal pour la Promotion Agricole (CeCPA) au niveau de chaque commune. Dans chacun de ces villages retenus, une liste des producteurs et productrices de noix de cajou a été établie avec les responsables (secrétaire en l'occurrence) des organisations de ces producteurs, ou dans le cas où elles n'existent pas, l'aide des chefs de villages et de certains leaders a été sollicitée. A partir de cette liste, le nombre de producteurs/ productrices à enquêter a été tiré au hasard sans remise en utilisant leur numéro. Au total, un échantillon de 262 producteurs de noix de cajou a été interviewé.

Deux types de questionnaires ont été utilisés. Le premier a servi à la collecte des données auprès des producteurs / productrices de noix de cajou pris individuellement. Les données collectées sont relatives à l'exploitation (rendement ; quantité et coûts des différents intrants de production ; prix sur 5 ans de vente des noix de cajou ; quantité, coût et durée de vie du petit outillage ; coût d'aménagement ; coût d'entretien des plantations, etc.) ; et aux caractéristiques socio-économiques et démographiques des producteurs (sexe, niveau d'éducation formelle, situation matrimoniale, accès au crédit, taille du ménage, etc.). Le second questionnaire a permis de collecter les données relatives aux caractéristiques socio-économiques des villages d'enquêtes.

4. Résultats et discussion

4.1. Caractéristiques socio-économiques des enquêtés

Les unités de production de noix de cajou étudiées, dans la quasi-totalité des cas, sont dirigées par des hommes (Tableau 1). La classification numérique a été utilisée pour catégoriser les producteurs interviewés en trois différentes classes. La classe 1 regroupe peu de producteurs (3%) dont l'âge moyen est de 53 ans et la superficie moyenne emblavée de 20 hectares. Avec 15 années environ d'expérience dans la production d'anacarde, ces producteurs estiment que la production de noix de cajou rapporte 23% environ de leur revenu annuel. Contrairement à la première classe, la classe 2 est celle qui regroupe la majorité des producteurs enquêtés (82%). Agés en moyenne de 50 ans, ces producteurs emblavent une superficie moyenne de 3,6 hectares et la production de noix de cajou contribue à 37% de leur revenu annuel. Quant à la dernière classe (classe 3), elle regroupe les 15% des producteurs enquêtés dont l'âge moyen est de 50 ans et la superficie moyenne emblavée de 8,9 hectares. Presque tous les producteurs (96%) associent d'autres cultures aux plantations d'anacarde.

Tableau 1 : Différentes caractéristiques socio-économiques et démographiques des unités étudiées

Caractéristiques	Classe1	Classe2	Classe3	Total
Effectif	7 (3%)	215 (82%)	40 (15%)	262 (100%)
Homme	7 (100%)	202 (94%)	40 (100%)	249 (95%)
Femme	0 (0%)	13 (6%)	0 (0%)	13 (5%)
Sans instruction formelle (%)	100	73	68	73
Age moyen (année)	53 (8,94)	50 (16,84)	51 (13,11)	50 (16,17)
Superficie moyenne emblavée en anacarde (ha)	20 (28,73)	3,6 (2,91)	8,9 (14,24)	4,9 (8,13)
Année d'expérience dans la production de noix de cajou (année)	15 (8,34)	13 (9,74)	16 (12,70)	14 (10,23)
Association de cultures (%)	100	95	100	96
Part du revenu d'anacarde dans le revenu annuel (%)	23 (2,71)	37 (2,68)	36 (2,99)	36 (2,73)

Ecart-type entre parenthèses

4.2. Résultats d'estimation des fonctions frontières de production et de coûts

Les différentes estimations ont été effectuées à l'aide de la méthode de maximum de vraisemblance (MV) du logiciel STATA version 9.0. Les résultats d'estimation sont présentés dans les tableaux 2 et 3 respectivement pour la fonction de production frontière et celle de coûts. Les résultats montrent que Les coefficients du paramètre μ obtenus dans les deux modèles (modèles de production et de coût) ne sont pas significativement différents de zéro. L'hypothèse nulle selon laquelle les termes d'efficacité suivent une distribution semi-normale est donc vérifiée. La présence d'inefficacité ou non a été analysée à travers le paramètre γ . L'hypothèse nulle testée est que tous les producteurs de noix cajou enquêtés sont efficaces de façon technique ou allocative. Le coefficient de ce paramètre, dans l'équation de la fonction de production, est significativement différent de zéro (au seuil de 1%), alors qu'il ne l'est pas dans l'équation de la fonction de coût. En conséquence, la variation de la production des noix de cajou observée au niveau des unités de production étudiées est en partie due aux effets d'inefficacité des producteurs.

L'analyse des résultats d'estimation de la fonction de production (Tableau 2) indique que des quatre inputs (quantités de main-d'œuvre utilisée, d'engrais, d'insecticide et de semences) inclus dans le modèle de régression, seuls les coefficients des paramètres main-d'œuvre totale et semences utilisées sont négatifs et significatifs ($p < 0,001$). Il en résulte donc que la production de noix de cajou des unités de production étudiées est négativement corrélée avec les quantités de main-d'œuvre et de semences utilisées. Ce qui traduit une sur-utilisation de ces facteurs par les producteurs.

Le signe de la quantité de main-d'œuvre est un signe inattendu. Ceci pourrait se justifier par le fait que les manœuvres engagés, au cours des travaux de l'entretien procèdent à des récoltes sans que le

propriétaire ne sache. Quant aux semences utilisées, elles proviennent pour la plupart des stocks du paysan. Leur pouvoir germinatif et leur vigueur étant devenus faibles compte tenu des mauvaises conditions de stockage. Une situation qui amène les producteurs à semer à une densité élevée et à procéder au remplacement des plants manquants.

Les résultats du tableau 2 montrent par ailleurs que les quantités de main-d'œuvre et d'engrais utilisées d'une part, et d'autre part les quantités de main-d'œuvre et de semences utilisées sont substituables. En effet, les coefficients des variables d'interaction LHOMMJR*LQENG et LHOMMJR*LQSEM sont significativement différents de zéro. Les quantités d'engrais utilisées étant négativement corrélées avec les productions d'anacarde (même si non significatif), une réduction de ces engrais chimiques au profit d'un bon entretien augmenterait la production. Aussi, l'utilisation des semences de bonne qualité épargnerait-elle le producteur de l'utilisation d'une main d'œuvre supplémentaire pour le remplacement des plants manquants.

Les résultats de l'estimation de la fonction frontière de coût affichent un coefficient de l'interaction entre les différents outputs (production de noix de cajou et production des autres cultures associées) négatif et est significativement différent de zéro ($p < 0,001$). Ce qui explique la présence des coûts partagés par les différents produits au niveau des unités de production de noix de cajou. La production d'autres cultures en association avec les plants d'anacardiens pendant les toutes premières années d'installation (les trois ou quatre premières années qui suivent), permet ainsi aux producteurs de faire supporter une partie des coûts dus à la production de noix de cajou par les revenus issus de ces cultures associées.

Tableau 2 : Résultat de l'estimation de la fonction de production translogarithmique ¹

Variabes	Description	Coefficient	Erreur standard
CONSTANTE		5,514***	0,065
LHOMMJR	Quantité de main-d'œuvre utilisée (home jour/ha)	-1,317***	0,063
LQENG	Quantité d'engrais utilisée (kg/ha)	-0,113	0,197
LQINSECT	Quantité d'insecticides utilisée (L/ha)	0,619	0,522
LQSEM	Quantité de semences utilisée (kg/ha)	-1,807***	0,298
LHOMMJR2	Carré de la quantité de main-d'œuvre utilisée	0,216***	0,026
LQENG2	Carré de la quantité d'engrais utilisée	-0,078	0,074
LQINSECT2	Carré de la quantité d'insecticide utilisée	-0,090	0,241
LQSEM2	Carré de la quantité de semences utilisée	0,427***	0,125
LHOMMJR*LQENG	Interactif quantités de main-d'œuvre et d'engrais utilisées	0,051**	0,022
LHOMMJR*LQINSECT	Interactif quantités de main-d'œuvre et d'insecticide utilisées	-0,052	0,067
LHOMMJR*LQSEM	Interactif quantités de main-d'œuvre et de semences utilisées	0,142***	0,048
LQENG*LQINSECT	Interactif quantités d'engrais et d'insecticides utilisées	0,011	0,068
LQENG*LQSEM	Interactif quantités d'engrais et de semences utilisées	0,00	0,047
LQINSECT*LQSEM	Interactif quantités d'insecticides et de semences utilisées	-0,114	0,135
μ		-1289,959	8348,897
η		-0,023***	0,008
σ		6,337	0,232
γ		0,998***	0,012
Log de maximum de vraisemblance		-4728,275	
Khi-carré		2422,94***	
Effectif		262	

=significatif à 5% ; *=significatif à 1% ; ¹ Les différentes variables ont été incluses dans le modèle sous formes logarithmiques

Tableau 3 : Paramètres estimés de la fonction de coût translogarithmique ¹

Variabes	Description	Coefficient	Erreur standard
CONSTANTE		-1310,138***	415,396
LPENGR	Prix du kg d'engrais (FCA)	325,340***	92,055
LPSEMANA	Prix du kg de semences de noix de cajou (FCA)	113,618	70,574
LPMO	Coût de la main-d'œuvre (FCFA/homme jour)	52,914	34,125
LPANACA	Prix du kg de noix de cajou (FCA)	0,424	4,713
LPCUAS1KG	Prix moyen du kg des cultures associées (FCA)	-11,898**	5,273
LPENGR*LPANACA	Interactif prix d'engrais et prix de noix de cajou	0,243	0,6351
PLENGR*LPCUAS1KG	Interactif prix d'engrais et prix cultures associées	1,495*	0,885
LPSEMANA*LPANACA	Interactif prix semences et prix de noix de cajou	-0,541	0,546
LPSEMANA*LPCUAS1KG	Interactif prix semences et prix cultures associées	0,491**	0,200
LPMOP*LPANACA	Interactif coût de la main-d'œuvre et prix de noix de cajou	0,387	0,301
LPMO*LPCUAS1KG	Interactif coût de la main-d'œuvre et prix cultures associées	0,131	0,167
LPENGR*LPSEMANA	Interactif prix d'engrais et prix semences	-6,127	6,916
LPENGR*LPMO	Interactif prix d'engrais et coût de la main-d'œuvre	-10,727**	5,585
LPSEMANA*LPMO	Interactif prix semences et coût de la main-d'œuvre	-3,331**	1,587
LPANACA*LPCUAS1KG	Interactif prix de noix de cajou et prix cultures associées	-0,060***	0,006
LPENGR*LPENGR	Carré du prix d'engrais	-44,662***	14,69
LPSEMANA*LPSEMANA	Carré du prix semences	-11,518	8,189
LPMO*LPMO	Carré du coût de la main-d'œuvre	4,652***	1,078
LPANACA*LPANACA	Carré du prix de noix de cajou	-0,080***	0,020
LPCUAS1KG*LPCUAS1KG	Carré du prix des cultures associées	0,007	0,020
μ		9,678	58,873
σ		6,337	0,232
γ		0,261	0,024
Log de maximum de vraisemblance		-5555,439	
Khi-carré		492,24****	
Effectif		262	

*=significatif à 10% ; **=significatif à 5% ; ***=significatif à 1% ; ****=significatif à 0,1% ; ¹ Les différentes variables ont été incluses dans le modèle sous formes logarithmiques.

4.3. Distribution des indices d'efficacité

La moyenne des indices d'efficacité technique et économique sont respectivement de 46% et 42%, indiquant donc la présence d'inefficacité au niveau des unités de production de noix de cajou enquêtées (Tableau 4). Par contre, l'indice d'efficacité allocative varie entre 69% et 92% avec une moyenne de 89% signalant ainsi que toutes les unités de production étudiées sont allocativement efficaces.

L'analyse de la distribution de fréquence des indices d'efficacité économique (figure 1) montre que 60,5% des unités de production de noix de cajou ont des indices d'efficacité inférieurs à 50%. Seulement 39,5% obtiennent des indices supérieurs à 50%. Un exploitant étant dit efficace quand il obtient un indice supérieur ou égal à 50% (Adjibi, 2005), il existe alors quelques unités de production de noix de cajou qui sont efficaces.

L'analyse de la distribution selon les différentes classes de producteurs montre que 85,5% des producteurs de la classe 1, 37,7% des producteurs de la classe 2 et 40% des producteurs de la classe 3 obtiennent respectivement des indices d'efficacité supérieurs à 50%.

Tableau 4 : Caractéristiques descriptives et distribution de fréquence des indices d'efficacité technique, allocative et économique des unités de production de noix de cajou

Efficacité (%)	Classe 1			Classe 2			Classe 3			Ensemble		
	ET	EA	EE	ET	EA	EE	ET	EA	EE	ET	EA	EE
< 30	0 ^a (0) ^b	0 (0)	0 (0)	55 (27)	0 (0)	69 (33,6)	12 (30)	0 (0)	12 (30)	67 (26,7)	0 (0)	81 (32,3)
[30 ; 40[0 (0)	0 (0)	1 (14,3)	0 (0)	0 (0)	30 (14,7)	0 (0)	0 (0)	6 (15)	0 (0)	0 (0)	37 (14,7)
[40 ; 50[1 (14,3)	0 (0)	0 (0)	23 (11,3)	0 (0)	28 (13,7)	7 (17,5)	0 (0)	69 (15)	31 (12,4)	0 (0)	34 (13,5)
[50 ; 60[0 (0)	0 (0)	2 (28,6)	32 (15,7)	0 (0)	37 (18,1)	6 (15)	0 (0)	7 (17,5)	38 (15,1)	0 (0)	46 (18,3)
[60 ; 70[3 (42,9)	0 (0)	3 (42,6)	29 (14,2)	1 (0,5)	26 (12,7)	5 (12,5)	0 (0)	5 (12,5)	37 (14,7)	1 (0,4)	34 (13,5)
[70 ; 80[2 (28,6)	0 (0)	1 (14,3)	24 (11,8)	1 (0,5)	14 (6,9)	8 (20)	0 (0)	4 (10)	34 (13,5)	1 (0,4)	19 (7,6)
[80 ; 90[1 (14,3)	2 (28,6)	0 (0)	9 (4,4)	68 (33,3)	0 (0)	0 (0)	9 (22,5)	0 (0)	10 (4)	79 (31,5)	0 (0)
[90 ; 100]	0 (0)	5 (71,4)	0 (0)	0 (0)	134 (65,7)	0 (0)	0 (0)	31 (77,5)	0 (0)	0 (0)	170 (67,7)	0 (0)
Moyenne	0,66	0,90	0,60	0,45	0,89	0,41	0,47	0,90	0,43	0,46	0,89	0,42
Minimum	0,40	0,89	0,36	0,01	0,69	0,01	0,04	0,89	0,04	0,01	0,69	0,01
Maximum	0,81	0,92	0,74	0,85	0,92	0,77	0,79	0,92	0,72	0,85	0,92	0,77

^a= effectif des unités de production de noix de cajou ; ^b=pourcentage correspondant

¹ET = Efficacité technique, ²EA = Efficacité allocative, ³EE = Efficacité économique

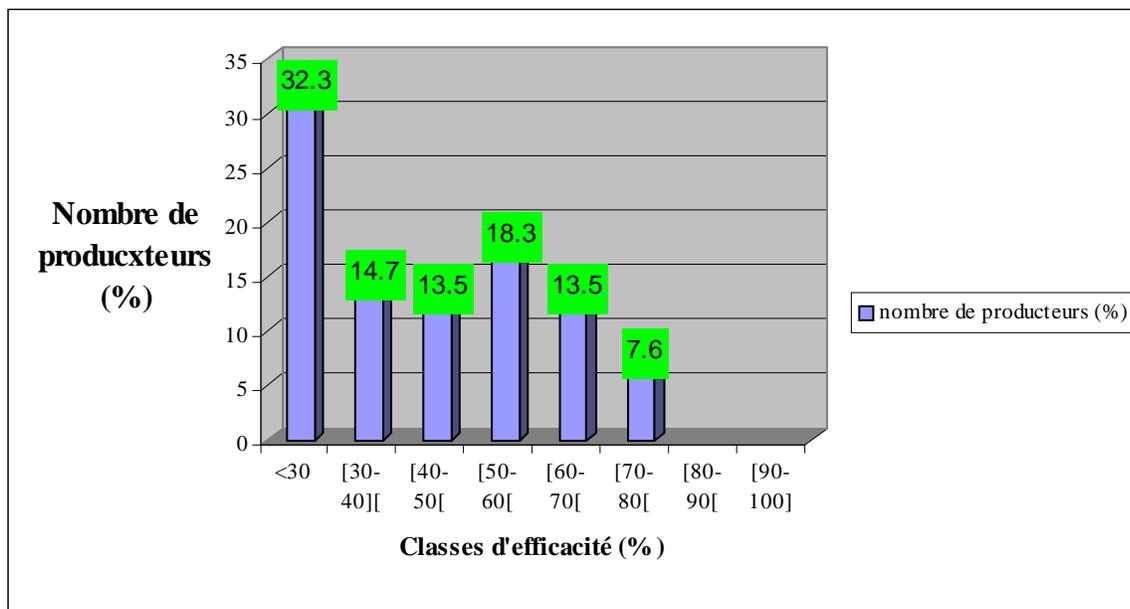


Figure 2 : Distribution des indices d'efficacité

4.4. Facteurs déterminants le niveau d'efficacité des producteurs de noix de cajou

Compte tenu du fait que toutes les unités de production de noix de cajou obtiennent des indices d'efficacité allocative supérieurs à 50%, l'analyse des déterminants des indices d'efficacité a été focalisée uniquement sur les indices d'efficacité technique et économique. Les résultats d'estimation des modèles Tobit sont présentés dans le tableau 5. Le nombre d'années d'expérience dans la production d'anacarde, la pratique de l'association culturelle, la part du revenu d'anacarde dans le revenu annuel du producteur et le contact ces cinq dernières années avec les agents du CeRPA sont les principaux déterminants de l'efficacité des producteurs d'anacarde.

Le nombre d'années d'expérience dans la production d'anacarde a un effet positif et significatif sur les niveaux d'efficacité, ceci suggère qu'en moyenne les producteurs les expérimentés opèrent à des niveaux d'efficacité plus élevés que les moins expérimentés. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que plus les producteurs sont expérimentés, plus ils maîtrisent les itinéraires de production et les différents coûts liés à la production d'anacarde. L'effet du contact des producteurs avec les agents du CeRPA est positif et significatif dans les deux modèles. D'où le rôle important que doivent jouer ces agents au côté des producteurs d'anacarde pour l'amélioration de leur capacité technique et économique. La part du revenu issu de la production d'anacarde est aussi positivement et significativement corrélée avec les niveaux d'efficacité des producteurs. Il en résulte que les producteurs les plus efficaces sont ceux-là qui tirent la grande partie de leur revenu de l'anacarde. La superficie emblavée en anacarde influence négativement et de façon significative le niveau

d'efficacité technique des producteurs. Cette situation pourrait s'expliquer par le fait qu'à partir du moment où il est impossible d'associer d'autres cultures aux plantations, les facteurs de production (la main-d'œuvre surtout) ne sont plus trop disponibles pour l'entretien de ces plantations. Ce qui signifie que les grandes exploitations ne sont pas plus efficaces que les petites.

Tableau 5 : Facteurs déterminant les niveaux d'efficacité technique et économique des producteurs

Variables	Efficacité technique	Efficacité économique
Sexe du producteur (Homme=1)	0,043 (0,60)	0,041 (0,64)
Age du producteur	-0,000 (0,40)	-0,000 (0,40)
Année d'expérience dans la production d'anacarde	0,005 (3,34)***	0,005 (3,36)***
Membre d'un groupement d'anacarde (Oui=1)	-0,020 (0,72)	-0,019 (0,73)
Pratique de l'association culturale (Oui=1)	0,118 (2,14)**	0,107 (2,15)**
Part du revenu annuel venant de la production d'anacarde	0,013 (2,34)**	0,011 (2,35)**
Contact avec CeRPA (Oui=1)	0,061 (1,96)*	0,057 (2,02)**
Participation à une formation sur anacarde ces 5 dernières années (Oui=1)	0,005 (0,15)	0,005 (0,16)
Classe des producteurs	0,033 (1,10)	0,031 (1,16)
Constant	0,164 (1,72)*	0,141 (1,66)*
R ²	0,80	0,39
Log de maximum de vraisemblance	39,16	63,48
Khi-carré	34,85***	35,60***
Effectif		262

*, ** et*** significatif à 10%, 5% et 1% respectivement

5. Conclusion

La présente étude a analysé l'efficacité technique, allocative et économique des unités de production de noix de cajou du Bénin en utilisant l'approche stochastique de fonction frontière paramétrique. La spécification translogarithmique adaptée de Guarda et Rouabath (1999) a été utilisée. L'effet des différents facteurs sur l'efficacité a été examiné en utilisant le modèle tobit.

Les résultats obtenus montrent que la plupart des unités de production de noix de cajou de notre échantillon (60,5%) ne sont pas économiquement efficaces. La main-d'œuvre utilisée et la quantité de semences utilisées sont les principaux déterminants de la production de noix de cajou au niveau des unités de production étudiées. Il faut noter que ces facteurs sont surutilisés par les producteurs. Le signe de la quantité de main-d'œuvre est un signe inattendu et pourrait se justifier par le fait que les manœuvres engagés, au cours des travaux de l'entretien procèdent à des récoltes sans que le propriétaire ne sache. L'analyse de la distribution de fréquences des indices d'efficacité a permis de constater la présence d'unités de production non efficaces au sein des trois classes. Le nombre d'années d'expérience dans la production d'anacarde, la pratique de l'association culturale, la part

du revenu d'anacarde dans le revenu annuel du producteur et le contact ces cinq dernières années avec les agents du CeRPA sont les principaux facteurs caractérisant les unités de production économiquement efficaces. Quant au lien existant entre la taille de l'exploitation et l'efficacité, les grandes exploitations ne semblent pas être plus efficaces que les petites lorsqu'on tient compte des variables socio-économiques dans l'analyse.

Il faudrait alors, pour permettre aux producteurs de noix de cajou d'opérer de façon plus efficace, renforcer l'encadrement de ces derniers.

Références

- Aina, M.M.S. (1996). *L'anacardier dans le système de production au niveau paysan : une approche de rentabilité économique et de la gestion du terroir dans la commune rurale d'Agoua (Zou)*. Thèse d'Ingénieur Agronome, FSA UNB, 112p.
- Battese, G. E. (1992). *Frontier production functions and technical efficiency: A survey of empirical applications in agricultural economics*. *Agric. Econ.* 7: 185–208.
- Battese, G. E. et Coelli, T. J. (1988). *Prediction of farm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data*. *J. Econometrics* 38: 387–399.
- Battese, G. E. et Coelli, T. J. (1995). *A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data*. *Empirical Econ.* 20: 235-232
- Farrell, M. J. (1957). *The Measurement of Productive Efficiency*. **J. Roy. Stat. Soc., Series A., General**, 120, Part 3: 253-281.
- Gagnon, B.M. (1998). *Etude de la filière anacarde au Bénin. Programme « entreprenariat Bénin »*. Rapport définitif. 87 p.
- Griffin, J.E. et Steel, M.F.J. (2004). *Semiparametric Bayesian inference for stochastic frontier models*. *J. Econometrics* 123: 121–152
- Guarda, P. et Rouabah, A. (1999). *Efficacité et performance des banques en Europe : une analyse "stochastic frontier" sur des données en panel*. Document de travail n°99-5 ; p 24.
- Huang, C. L. et Liu, J.-T. (1994). *Estimation of a non-neutral stochastic frontier production function*. *J. Productivity Analysis* 5: 171–180.
- Kalirajan, K. (1981). *An econometric analysis of yield variability in paddy production*. *Can. J. Agric. Econ.* 29: 283–294.
- Kalirajan, K. (1991). *The importance of efficient use in the adoption of technology: A micro panel data analysis*. *J. Productivity Analysis* 2: 113–126.
- Kumbhakar, S.C.; Ghosh, S. et McGuckin, T. (1991). *A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in US dairy farms*. *J. Bus. Econom. Stat.* 9: p279-286.
- Memento de l'Agronome (2002). *Anacarde*. Cinquième édition (réimpression). pp. 767-788.
- ONS (2000). *Projet de Promotion et d'Organisation de la Filière Anacarde au Bénin*. Rapport définitif, 59 p.
- Pitt, M. M. et Lee, L. F. (1981). *Measurement and source of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry*. *J. Dev. Econ.* 9: 43–64.
- PPAB, (2001). *Projet de Promotion et d'organisation de la filière Anacarde au Bénin*, Rapport Définitif. 59 p.
- Ray, S. (1988). *Data envelopment analysis, nondiscretionary inputs and efficiency: an alternative interpretation*. *Socio-Economics. Plann. Sci.* 22, p167-176.
- Tandjiékpon, A. et K. Téblékou (2002). *Voyage d'étude sur l'anacardier en République de Tanzanie*. Rapport définitif. Programme Anacarde, 86 p.

- Tauer, L.W. (2001). *Efficiency and competitiveness of the small New York dairy farm*. J. Dairy Sci. 84: 2573– 2576.
- Wilson, P., Hadley, D., Ramsden, S. and Kaltsas, I. (1998). *Measuring and explaining technical efficiency in UK potato production*. J. Agric. Econ. 49: 294–305.
- Yuengert, A.M. (1993). *The measurement of efficiency in life insurance: estimates of a mixed normal-gamma error model*. Journal of Bank. Fin. 17: 483–496.