

## Mesure de l'efficacité technique de producteurs de maïs dans les oasis du Kanem au Tchad

Mahamat Mallah CHOUKOU<sup>1\*</sup>, Gauthier BIAOU<sup>2</sup>, Afio ZANNOU<sup>2</sup> et Bonaventure AHOUEUDO<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Ecole Normale Supérieure de Bongor, Département de Sciences de la vie et de terre (SVT), BP 30 Bongor, Tchad

<sup>2</sup> Université Abomey-Calavi (UAC), Faculté des Sciences Agronomiques, Département d'Economie et Socio-Anthropologie et de Communication pour le Développement Rural (ESDR), 01 BP 526 Cotonou, Bénin

<sup>3</sup> Université Abomey-Calavi (UAC), Faculté des Sciences Agronomiques (FSA), 01 BP 526 Cotonou, Bénin

---

\* Correspondance, courriel : [choukoumallah@yahoo.fr](mailto:choukoumallah@yahoo.fr)

### Résumé

L'objectif de cet article est d'étudier l'efficacité technique des producteurs de maïs dans le Kanem au Tchad et d'identifier leurs marges de manœuvre pour améliorer la production du maïs. Pour ce faire, une enquête a été menée sur 251 exploitations agricoles dans la région du Kanem. Les données ont été analysées avec les logiciels SPSS 16.0 et STATA 9.0. L'indice de l'efficacité technique de ces exploitations agricoles, analysée à l'aide du modèle paramétrique et stochastique, est de 69,15 % pour l'ensemble des oasis variant entre 20,12 et 90,94 %. L'efficacité technique maximale obtenue est 90,94 %, montre qu'il existe des producteurs très performants dans l'échantillon d'étude car étant proches de la frontière de production. De même, si le producteur qui est techniquement moins efficace devrait atteindre l'efficacité technique des meilleurs producteurs de la région, il pourrait épargner 77,87 % de ses coûts en ressources productives de production. Le modèle estimé est satisfaisant, car il montre qu'au moins un facteur de production explique la variable dépendante. Pour les facteurs de production testés, deux sont significatifs, nous pouvons observer que la production dépend plus largement de l'augmentation des surfaces cultivées (0,62) que de l'utilisation de l'herbicide (0,23). Les signes des coefficients associés aux facteurs de production, herbicides et superficies indiquent l'impact de ceux ci sur la performance productive.

**Mots-clés :** *efficacité technique, scores d'efficacité, maïs, Kanem.*

### Abstract

#### Measure of the technical efficiency of maize producers in the Kanem oases in Chad

The objective of this article is to study the technical effectiveness of the maize producers in Kanem in Chad and to identify their room for manoeuvre to improve the production of maize. With this intention, a survey was carried out into 251 farms in the area of Kanem. The data were analyzed with software SPSS 16.0 and STATA 9.0. The index of the technical effectiveness of these farms, analyzed using the parametric and stochastic model, is 69,15 % for the whole of the oases varying between 20, 12 and 90, 94 %. The maximum technical effectiveness obtained is 90,94 %, shows that there are very powerful producers in the sample of study bus being close to the border of production. In the same way, if the producer who is technically less effective should reach the technical effectiveness of the best producers of the area, it could save 77, 87 % of

its costs in resources productive of production. The estimated model is satisfactory because it shows that at least a factor of production explains the dependent variable. For the factors of production tested, two are significant, we can observe that the production depends more largely on the increase in cultivated surfaces (0,62) than use of the weed-killer (0,23). The signs of the coefficients associated with the factors of production, weed-killers and surfaces indicate the impact of these on the productive performance.

**Keywords :** *technical effectiveness, scores of effectiveness, maize, Kanem.*

## 1. Introduction

Le maïs est l'une des principales cultures vivrières vers laquelle les acteurs du développement orientent leurs efforts pour accroître la productivité afin de lutter contre l'insécurité alimentaire. Dans le monde, il constitue l'aliment de base pour plus de trois milliards d'individus [1]. En Afrique sub-saharienne, il est consommé à grande échelle et cultivé dans toutes les zones agro-écologiques. Actuellement, bien que la population mondiale dépende fortement des fluctuations du marché des biens alimentaires, beaucoup de pays ont déjà supprimé ou réduit leurs exportations de maïs, dont les Etats-Unis (premier producteur mondial) [2]. Avec le déséquilibre de l'offre et de la demande, les prix du maïs ont considérablement augmenté. Face à cela, un grand nombre de pays africains s'est attelé à accroître leur production nationale et réduire les quantités importées. Malheureusement, tous ces efforts se sont soldés par des échecs [3]. Le Tchad n'a pas fait exception à la règle. Malgré les efforts des différents acteurs du secteur, le taux de couverture de la demande céréalière est resté entre 50 à 60 % par an avec des importations qui ont varié de 150800 tonnes en 2010 à 370000 tonnes en 2013 [4]. La production céréalière, plus particulièrement celle du maïs, est largement en deçà de la demande nationale. Ainsi, convient-il de se poser la question de savoir pourquoi le Tchad continue à importer du maïs, alors qu'il dispose toutes les conditions naturelles pour une production suffisante. L'efficacité, avec la productivité et la compétitivité, constitue une des caractéristiques clés dans l'analyse des exploitations agricoles. Les études de l'efficacité ne sont pas, malgré l'importance du concept comme outil d'analyse des performances des exploitations, abondantes dans l'agriculture tchadienne et elles sont presque inexistantes dans le secteur céréalière, plus précisément sur le maïs [5]. Cette étude a pour but d'identifier les causes de la faiblesse de l'offre du maïs et d'analyser les obstacles (contraintes) à une production accrue dans les oasis du Kanem. D'une manière spécifique, l'étude essaiera de voir les possibilités d'accroissement de la production sans charges supplémentaires, d'évaluer le niveau de performance des producteurs en vue d'identifier les sources d'inefficacité et d'examiner les facteurs permettant de réduire leur inefficacité productive.

## 2. Méthodologie

### 2-1. Concepts et méthodes d'évaluation de l'efficacité

#### 2-1-1. Efficacité technique

La mesure de l'efficacité est apparue dans les travaux de Koopmans (1951) relatifs à l'analyse de la production et de Debreu (1951) qui a introduit le coefficient d'utilisation des ressources. En 1957, [6] a établi que l'efficacité de la firme peut être empiriquement calculée et propose, pour la première fois, une méthode radiale d'estimation des frontières d'efficacité à partir de l'observation de situations réelles de production. D'un point de vue technique, la production est une combinaison donnée d'intrants ou input en vue de l'obtention d'un ou plusieurs produits ou output. La relation physique entre les quantités d'intrant et d'extrait

définira l'efficacité technique de la production. Pour [7] définit l'efficacité en dissociant ce qui est d'origine technique de ce qui est dû à un mauvais choix, en terme de combinaison des intrants (des produits), par rapport au prix des intrants (produits). Selon [7], l'efficacité technique mesure la manière dont une firme choisit les quantités d'intrants qui entrent dans le processus de production, quand les proportions d'utilisation des facteurs sont données. Il y a inefficacité technique quand on pourrait obtenir le même résultat avec une moindre quantité d'intrants. L'efficacité technique exprime l'aptitude ou la capacité d'une entreprise à obtenir le maximum d'output possible à partir d'un niveau donné de ressources productives [8]. Pour [9], l'efficacité technique est définie comme la capacité pour une entreprise à fournir ses produits ou services avec le moins possible de ressources ou en inverse pour une dotation donnée de facteurs de production, sa capacité à maximiser son output. Une entreprise techniquement efficace est donc une organisation qui utilise les ressources de façon optimale, c'est-à-dire qui est gérée à moindre coût. Pour [10], une unité de production est dite techniquement efficace, si à partir du panier d'intrants qu'elle détient, produit le maximum d'output possible ou si pour produire une quantité donnée d'output, elle utilise les plus petites quantités possibles d'intrants. Ces définitions se rejoignent et sont similaires à beaucoup d'autres comme celle de [11] qui parlent d'efficacité technique en terme d'habilité à atteindre le niveau élevé d'output avec des niveaux similaires d'input. Dans notre cas d'étude, l'efficacité technique sera évaluée par la comparaison des performances techniques actuelles aux performances optimales en se basant sur les dotations actuelles des producteurs en engrais NPK, Urée, en pesticides ou herbicides, en main d'œuvre et en capital.

### **2-1-2. La frontière de production**

La frontière de production est une approche proposée par [12, 13]. Elle a plusieurs variantes selon la forme de représentation présumée (paramétrique et non-paramétrique) et selon les méthodes de mesures utilisées (non paramétrique convexe, non paramétrique non convexe, paramétriques, méthodes différentielles et celle descriptive) [14, 15]. Une frontière est dite paramétrique si elle peut être représentée par une fonction comportant des paramètres explicites. Plusieurs variantes sont distinguées selon la méthode d'estimation. Il s'agit des méthodes inférentielles et des méthodes descriptives. Dans les deux types de méthode, l'hypothèse relative à la nature de l'écart observé entre la frontière de production et la production observée détermine la nature de la frontière. Ainsi si l'écart est considéré comme étant de l'inefficacité technique, la frontière de production est de nature déterministe. Si par contre, l'inefficacité technique n'est qu'une des causes de l'écart observé, alors la frontière de production est de nature stochastique. Par conséquent, une fonction déterministe se caractérise par un seul terme d'erreur qui est positif tandis que la frontière stochastique repose sur la décomposition du terme d'erreur en deux composantes (*Équation 1*). L'introduction d'un terme d'erreur aléatoire ( $v_i$ ) pouvant être positif ou négatif permet la prise en compte d'erreur de mesure, de spécification, d'omission de certains variables explicative ou d'aléas pouvant influencer le processus de production.

$$y = f(x_i, \beta) \exp(v_i - u_i) \tag{1}$$

$Y_i$  étant la production de l'exploitation  $i$ ,  $X_i$  les intrants et  $\beta$  le vecteur des paramètres à estimer. Le plus souvent  $f(x_i, \beta)$  est une fonction de type Cobb-Douglas,  $v_i$  est le résidu dû aux facteurs incontrôlables par le producteur  $i$ ,  $u_i$  est le résidu qui représente l'inefficacité technique du producteur  $i$ .

### **2-1-3. Les fonctions de production**

Plusieurs formes sont utilisées dans l'estimation empirique du modèle frontière notamment la fonction Cobb-Douglas et la forme translog [14, 15]. Les critiques les plus évoquées sur la fonction Cobb-Douglas sont sa restriction sur les élasticités de production et le rendement d'échelle constant. Elle est reconnue pour sa

simple transformation logarithmique des données facile à utiliser. La translog est plus flexible et n'a pas de restriction sur le rendement d'échelle. Elle souffre des problèmes économétriques de multicollinéarité et de degré de liberté. Cependant, l'impact de la forme fonctionnelle sur l'estimation de l'efficience a été rapporté comme étant souvent insignifiant par [16, 17], recommandent les approches dans lesquels des suppositions et des spécifications générales sont énoncées et dont la formulation est simple à tester. La forme translog ou Cobb-Douglas celle qui donnera la meilleure estimation sera retenue dans le cadre de cette recherche.

## 2-2. Méthode et données de travail

### 2-2-1. Présentation de la zone et données utilisées

Le Kanem désigne une zone située au Nord et au Nord-est du Lac Tchad, comprise entre les 14<sup>ème</sup> et 17<sup>ème</sup> parallèles de latitude Nord. Limitée au Nord par la région du Borko, au Sud par la région du Hadjer Lamis, à l'Est par la région de Barh El-Gazel et à l'Ouest la région du Lac et la République du Niger, cette zone occupe une superficie de 130 000 km<sup>2</sup>. Les données ont été recueillies à la suite d'une enquête effectuée dans le cadre de notre recherche dans les départements du Kanem sur la période allant de mois d'avril au mois de juin 2014. Dans la région Kanem, composée en majorité d'ethnies *Kogona*, la société est de type patrilinéaire. C'est une région à vocation agricole, on y cultive plusieurs cultures vivrières dont les plus significatives sont le maïs, le mil et le sorgho. L'échantillon de la zone de recherche a été tiré au hasard. Pour les exploitations agricoles, sélectionnées de façon aléatoire, nous avons choisi de nous intéresser seulement aux parcelles dont le propriétaire cultive le maïs. La taille de l'échantillon est de 251 producteurs de maïs.

### 2-2-2. Spécification du Modèle

#### 2-2-2-1. Estimation des indices d'efficacité technique

Nous retenons, dans cette recherche, l'approche paramétrique des frontières de production stochastique. Nous supposons en effet que les écarts ne sont pas expliqués uniquement par l'inefficience du producteur. Ils sont la résultante à la fois de l'inefficience du producteur et des éléments aléatoires qui ne dépendent pas du producteur. La forme fonctionnelle Cobb-Douglas donne le modèle suivant :

$$\ln(\text{Prodi}) = \ln(A) + \beta_1 \ln(\text{Supi}) + \beta_2 \ln(\text{semencei}) + \beta_3 \ln(\text{engraisi}) + \beta_4 \ln(\text{herbicidei}) + \beta_5 \ln(\text{MOTi}) + \beta_6 \ln(\text{Equipementi}) + V_i + U_i \quad (2)$$

La forme fonctionnelle de type translog donne le modèle suivant :

$$\begin{aligned} \ln(\text{Prodi}) = & \ln(A) + \beta_1 \ln(\text{Supi}) + \beta_2 \ln(\text{semencei}) + \beta_3 \ln(\text{engraisi}) + \beta_4 \ln(\text{herbicidei}) + \\ & \beta_5 \ln(\text{MOTi}) + \beta_6 \ln(\text{Equipementi}) + \beta_7 \ln(\text{Supi})^2 + \beta_8 \ln(\text{semencei})^2 + \\ & \beta_9 \ln(\text{engraisi})^2 + \beta_{10} \ln(\text{herbicidei})^2 + \beta_{11} \ln(\text{MOTi})^2 + \beta_{12} \ln(\text{Equipementi})^2 + 1/ \\ & 2\beta_{13} \ln(\text{Supi}) \ln(\text{Semencei}) + 1/2 \beta_{14} \ln(\text{Supi}) \ln(\text{Engraisi}) + 1/2 \beta_{15} \ln(\text{Supi}) \ln(\text{Herbicide}) + \\ & 1/2 \beta_{16} \ln(\text{Semencei}) \ln(\text{Engraisi}) + 1/2 \beta_{17} \ln(\text{Semencei}) \ln(\text{herbicidei}) + 1/ \\ & 2\beta_{18} \ln(\text{Semencei}) \ln(\text{MOT}) + 1/2 \beta_{19} \ln(\text{Semencei}) \ln(\text{Equipementi}) + 1/ \\ & 2\beta_{20} \ln(\text{Engraisi}) \ln(\text{Herbicidei}) + 1/2 \beta_{21} \ln(\text{Engraisi}) \ln(\text{MOTi}) + 1/ \\ & 2\beta_{22} \ln(\text{Engraisi}) \ln(\text{Equipementi}) + 1/2 \beta_{23} \ln(\text{Herbicidei}) \ln(\text{MOTi}) + 1/ \\ & 2\beta_{24} \ln(\text{Herbicidei}) \ln(\text{Equipement}) + V_i + U_i \end{aligned} \quad (3)$$

Celle qui donnera une meilleure estimation sera retenue dans l'analyse.  
où, *i* : représente le producteur *i*.

- ✚ Prod: la production totale récoltée (kg) ;
- ✚ Sup : la superficie emblavée en maïs (Ha) ;
- ✚ Sem : la quantité de semence utilisée (kg) ;
- ✚ Engr : la quantité totale d'engrais NPK et Urée utilisée (kg) ;
- ✚ Herb : la quantité totale d'herbicide utilisée en litre ;
- ✚ Mot : la quantité totale de main-d'œuvre utilisée en homme-jour ;
- ✚ Equipement : valeur totale des annuités des équipements utilisés dans la production du maïs.

$V_i$ : variables aléatoires hors du contrôle des producteurs et sont supposées être indépendamment et identiquement distribuées selon une loi normale d'espérance mathématique nulle et de variance  $\sigma^2_{v=}[v_{i=N(0,\sigma^2_v)}]$  indépendantes des  $u_i$ .  $U_i$  : sont des variables aléatoires d'inefficacité technique (Taille du ménage, Âge de l'exploitant, Niveau d'instruction, Genre, Appartenance à un groupement, Accès à la vulgarisation, Accès au crédit, Accès à la terre.) et sont supposées être indépendamment et identiquement distribuées comme des variables aléatoires non négatives, obtenues par une troncature à zéro, de la distribution de type  $N(\mu, \sigma^2_u)$ . Les  $\beta$ ,  $\mu$  et  $s^2$  sont les paramètres à estimer par la méthode du maximum de vraisemblance (maximum likelihood method) au niveau de chacun des deux modèles. Ces paramètres sont les coefficients de la frontière de production dont les résidus permettront de déterminer les indices d'efficacité technique, et plus précisément par la **Formule** suivante définie par [18] :

$$TE_i = \exp(-U_i) \tag{4}$$

La fonction frontière de production sera estimée par la méthode du Maximum de vraisemblance (MV) à l'aide du logiciel STATA. Elle consiste à construire la fonction de vraisemblance puis à déterminer les paramètres qui maximisent cette fonction. Le logiciel de STATA fournira par itération les élasticités de la frontière de production, les scores d'efficacité technique.

### 3. Résultats et discussion

#### 3-1. Estimation de frontière de production stochastique

Il fallait effectuer un choix arbitraire quant à la distribution de  $U$  puisque celle-ci n'en a pas *a priori*, ce qui est d'ailleurs une des critiques fréquentes du modèle stochastique. Nous supposons que cette variable suit une loi normale tronquée, distribution considérée comme étant plus réaliste par beaucoup d'auteurs. Les résultats du modèle, dans le cas où on retient une fonction Cobb-Douglas, sont donnés dans le **Tableau 1**. L'avantage d'une telle fonction est de pouvoir donner directement les élasticités à partir des valeurs des coefficients. Il convient également de présenter les résultats obtenus dans le cas où la fonction de production est sous une forme Translog, ce que nous avons réalisé dans le **Tableau 3**. Avant d'interpréter l'ensemble des coefficients, nous discuterons de la cohérence statistique du modèle et nous effectuerons différents tests d'hypothèses dont un qui nous permettra de retenir la forme Translog comme étant plus adaptée que la forme Cobb-Douglas ou le contraire.

**Tableau 1 : Résultats de la fonction de production de frontière de type Cobb-Douglas**

Variable dépendante : quantité en kg de la production de maïs estimée en Ln				
Variables indépendantes	Coefficient	Valeur de Coefficient	Std. Err.	P>z
Ln superficie	$\beta_1$	0.621***	0.083	0.000
Ln semence	$\beta_2$	-0.020	0.053	0.705
Ln engrais	$\beta_3$	0.019	0.014	0.156
Ln herbicide	$\beta_4$	0.235***	0.065	0.000
Ln Main d'œuvre Total	$B_5$	-0.093	0.087	0.285
Ln Coût d'Équipement	$B_6$	-0.012	0.148	0.937
_cons	$\beta_0$	3.352	1.427	0.019
Paramètres d'efficience				
/lnsig2v	$\sigma^2_v$	-2.382	0.259	0.000
/lnsig2u	$\sigma^2_u$	-1.301	0.288	0.000
sigma_v	$\sigma_v$	0.304	0.039	
sigma_u	$\sigma_u$	0.522	0.075	
sigma2	$\sigma^2$	0.365	0.063	
lambda	$\lambda$	1.717	0.108	
Likelihood-ratio test of sigma_u = 0 : chibar2 (01) = 7.14 Prob > = chibar2 = 0.004 N = 224 ; Wald chi2 (13) = 74.55 ; Log likelihood = - 129.818; Prob > chi2 = 0,000 NB : Niveau de signification : *=10 %, **= 5 %, ***= 1 %				

Source : Calculs à partir des données d'enquête 2014

### 3-2. Cohérences statistique du modèle

La valeur de lambda est importante afin de justifier l'intérêt de notre recherche. Dans notre cas, il faut d'abord prendre en compte que  $\lambda$  est fortement significatif (1.717) dans le **Tableau 1**. Cela signifie que l'inefficience technique des exploitants oasiens du Kanem joue un rôle important pour expliquer la distance par rapport à la frontière de production, mais que le rôle des facteurs aléatoires est tout aussi important, ce qui correspond à un résultat cohérent avec les spécificités du secteur agricole. Cette étape nous permet de justifier l'intérêt d'avoir considéré une frontière stochastique plutôt que déterministe puisque cette dernière néglige les effets des facteurs aléatoires. Avant de passer aux résultats obtenus à l'issue de l'estimation, il est important de procéder aux tests afin de voir si le modèle retenu est approprié et si l'analyse est pertinente. Il s'agit de voir si :

- La fonction translog est la plus appropriée dans cette recherche ;  
Ces vérifications sont opérées en posant respectivement l'hypothèse suivante :
- $H_{01}$  : la fonction stochastique est de type Cobb - Douglas ( $\beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{14} = \beta_{15} = 0$ ).

D'autres tests seront aussi effectués pour voir si le modèle comporte des effets d'inefficacités à savoir le  $H_{02}$  : Le modèle ne comporte pas d'effets d'inefficacité ( $\lambda = 0$ ). Dans ce cas de figure le modèle est considéré comme une fonction de production ordinaire dans laquelle les variables censées déterminer l'inefficacité sont intégrées dans la fonction de production estimable par la méthode des MCO. Et enfin, le  $H_{03}$  pour tester si les variables socio économiques ne déterminent pas l'inefficacité ( $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = \delta_9 = 0$ ). Le **Tableau 1** présente les paramètres de la production de frontière de type Cobb-Douglas.

Pour vérifier l'adéquation de cette forme fonctionnelle aux observations de [18] propose le test du ratio de vraisemblance défini par :

$$LR = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\} \tag{5}$$

Il semble aussi important d'étudier si une des deux formes de la fonction de production est plus adaptée que l'autre. Pour cela, à l'aide des LR (Likelihood ratio) donnés par le logiciel utilisé, nous testons l'hypothèse suivante  $H_0 : \beta_{jk} = 0$ . Ainsi, si  $H_0$  est acceptée et que les coefficients  $\beta_{jk}$  sont nuls, la fonction sous forme Cobb-Douglas est la plus adaptée. Le LR test entre l'hypothèse nulle  $H_0$  et l'hypothèse alternative  $H_1$  est donné directement par l'application du modèle et repose sur la statistique de  $LR = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\}$ .  $L(H_0)$  et  $L(H_1)$  représentent les valeurs des ratios de vraisemblance sous l'hypothèse nulle ( $H_0$ =absence d'inefficacité technique) et l'hypothèse alternative ( $H_1$ ) et représentent donc les valeurs des rapports de vraisemblance respectivement pour les fonctions Cobb-Douglas et Translog. Cette statistique suit une loi de Khi-deux mixte dont le nombre des degrés de liberté est équivalent au nombre des restrictions imposées, c'est-à-dire la différence du nombre des paramètres sous les deux hypothèses [19, 20]. La valeur de  $\lambda$  calculée est comparée à la valeur critique tabulée avec un seuil de tolérance de 5 % [16]. Le **Tableau 2** fait état des résultats qui ont été obtenus.

**Tableau 2 : Tests d'hypothèses pour la fonction Cobb - Douglas**

Hypothèse nulle	$\lambda$	Valeur critique	Décision
$T_1 : H_0 : \beta_{jk} = 0$	7,14	11,91	$H_{01}$ acceptée

L'hypothèse  $H_0$  est ici acceptée, comme nous le voyons dans le **Tableau 2** (test  $T_1$ ), ce qui signifie qu'une forme Cobb-Douglas est plus adaptée pour notre recherche. Pour la suite de cette analyse et l'interprétation des résultats, nous parlerons donc surtout des coefficients obtenus par l'application du modèle dans la fonction Cobb-Douglas.

**Tableau 3 : Résultats de la fonction de production de frontière translog**

Ln Production	Coefficient	Std. Err.	z	P>z
Ln Superficie	8.250571	3.83091	2.15	0.031
Ln Semence	-4.870819	2.565402	-1.9	0.058
Ln Engrais	-0.7472371	0.8568431	-0.87	0.383
Ln herbicide	3.695575	3.439274	1.07	0.283
Ln HJ main d'œuvre totale	-0.1041678	4.574958	-0.02	0.982
Ln coût Equipements agricoles	5.991821	8.335775	0.72	0.472
Ln Superficie <sup>2</sup>	-0.5798693	0.1576493	-3.68	0.000
Ln Semence <sup>2</sup>	-0.2073389	0.0705997	-2.94	0.003
Ln Engrais <sup>2</sup>	-0.0181244	0.0133336	-1.36	0.174
Ln Herbicide <sup>2</sup>	-0.0749424	0.2475452	-0.3	0.762
Ln HJ main d'œuvre totale <sup>2</sup>	-0.0247065	0.1980673	-0.12	0.901
Ln coût Equipements agricoles	-0.147396	0.4365769	-0.34	0.736
Ln Superficie Ln Semence	1.105169	0.1870924	5.91	0.000
Ln SuperficieLnEngrais	0.0370628	0.0477021	0.78	0.437
Ln SuperficieLnherbicide	-0.0026488	0.1836914	-0.01	0.988

Ln Superficie Ln HJ main d'œuvre totale	0.2685577	0.2278811	1.18	0.239
Ln Superficie Ln coût Equipements agricoles	-0.5262446	0.4050253	-1.3	0.194
Ln Semence Ln Engrais	0.0190767	0.0268504	0.71	0.477
Ln Semence Ln herbicide	-0.1521443	0.1297047	-1.17	0.241
Ln Semence Ln HJ main d'œuvre totale	-0.0202819	0.1581758	-0.13	0.898
Ln Semence Ln coût Equipements agricoles	-0.0371993	0.2762457	-0.13	0.893
Ln Engrais Ln herbicide	-0.0146576	0.0276398	-0.53	0.596
Ln Engrais Ln HJ main d'œuvre totale	-0.0066308	0.0452544	-0.15	0.884
Ln Engrais Ln coût Equipements agricoles	0.072366	0.0851137	0.85	0.395
Ln Herbicide Ln HJ main d'œuvre totale	-0.0752893	0.2098829	-0.36	0.720
Ln Herbicide Ln coût Equipements agricoles	-0.2958444	0.3542526	-0.84	0.404
Ln HJ main Ln coût Equipements agricoles	-0.1260297	0.4849642	-0.26	0.795
_cons	-39.17603	44.89371	-0.87	0.383
/lnsig2v	-1.866259	0.0972987	-19.18	0.000
/lnsig2u	-8.826778	67.07088	-0.13	0.895
sigma_v	0.3933209	0.0191348		
sigma_u	0.0121141	0.4062501		
sigma2	0.1548481	0.015912		
lambda	0.0307994	0.4112076		
Likelihood-ratio test of sigma_u = 0 : chibar2(01) = 0,00 Prob > = chibar2 = 1,000 N = 224 ; Wald chi2 (13) = 139,51; Log likelihood = -108.859; Prob > chi2 = 0.000				

Source : Résultats d'enquête, 2014

Il ressort du **Tableau 1**, que la statistique de la distribution de z, qui permet de tester l'hypothèse nulle de l'inexistence des effets d'inefficacité technique de la production est rejetée car  $\lambda$  est significativement différent de 0. De plus, les résultats donnent un  $\lambda$  supérieur à l'unité ( $\lambda = 1,717$ ) et significatif à 1 %, ce qui indique qu'il y'a présence d'inefficacité technique au niveau des producteurs, ce résultat rejette le test  $T_2$  l'hypothèse  $H_0$ . D'après les résultats du **Tableau 2**, nous voyons que lambda est supérieur à l'unité et que l'hypothèse testée est rejetée à 1 %. Le rendement potentiel n'est pas atteint. Aussi, cette valeur  $\lambda$  montre que les producteurs pouvaient atteindre les rendements actuels avec une quantité moindre d'intrants. Pour les facteurs de production testés, deux sont significatifs, nous pouvons observer que la production dépend plus largement de l'augmentation des surfaces cultivées (coefficient de 0,62) que de l'utilisation de l'herbicide (0,23). Les résultats montrent que l'effet combiné de l'utilisation d'herbicide affecte de façon positive et significative la production ( $C = 0.235$  ;  $P > z = 0.000$ ) dans notre échantillon. Ce résultat ainsi obtenu corrobore celui obtenu par [21] sur l'identification et optimisation des conditions d'appropriation des innovations sur bananiers et plantains par les producteurs au Cameroun et avec ceux de [5] sur les impacts économiques et de pauvreté de la recherche de maïs en Afrique centrale occidentale. En ce qui concerne la superficie, elle a une élasticité de production positive. Elle est de 0.62; ce qui signifie que l'augmentation d'un hectare de superficie de production permet aux exploitants agricoles d'augmenter sa production de près de 62 % toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat ainsi obtenu corrobore celui obtenu par [22] sur la production du riz au Pakistan. Pour eux, une augmentation d'un hectare de terrain supplémentaire, leur permet d'accroître la production de 86 %. De même, le résultat obtenu corrobore celui obtenue par [23], qui a mis en évidence le rôle positif de la taille (superficie) sur l'efficacité des exploitations des cultures en Pologne. [24] ont trouvé, dans l'analyse de l'efficacité technique des producteurs d'arachide en Thaïlande, que la superficie était non seulement non significative mais aussi négativement corrélée à la production; plus on

pratique la culture extensive moins on est efficace. Pour ce qui est de l'utilisation d'engrais est non significatif, l'on peut justifier la non utilisation des fertilisants par les exploitants, sinon la plupart, par la fertilité ou la productivité élevée du sol. Le coefficient lié aux semences s'est montré négatif et non significatif. 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. Parmi les facteurs de production non significatif et négatif, il y'a l'équipement et la main-d'œuvre. Tous les facteurs d'investissement notamment : arrosoir, râteliers etc. n'affectent pas de façon significative l'efficacité dans l'échantillon. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que l'utilisation des facteurs à fort investissement dans une exploitation agricole familiale n'est pas nécessairement liée à la production du maïs car la plupart des exploitations tirent leurs revenus de plusieurs cultures pour ce qui est de l'équipement. Le signe de la quantité de main-d'œuvre est un signe inattendu. Ceci pourrait se justifier par le fait qu'il y'a mauvaise utilisation sans se rendre compte. Quant à la main-d'œuvre, elle est rare au point où les producteurs de maïs sont contraints d'associer la main d'œuvre-familiale (précisément les enfants allant à l'école). La main-d'œuvre salariée se fait de plus en plus rare et par conséquent plus chère. Les ouvriers se sont eux aussi intéressés à la production agricole dans ce contexte de crise économique que traverse le pays, ce qui fait qu'ils sont désormais occupés par leur propre parcelle. Ces résultats corroborent avec ceux de [25], qui ont trouvé que la quantité d'homme par jour influence négativement la production de noix de cajou au Bénin.

### 3-2. Analyse des niveaux d'efficacité technique

Les indices d'efficacité technique ont été directement obtenus avec le logiciel STATA version 9. Les résultats montrent que l'indice d'efficacité technique varie de 20,12 à 90,94 % pour tous les oasis dans le **Tableau 4**.

**Tableau 4 : Distribution de l'efficacité technique par oasis**

Efficacité Technique	Ensemble		Tarfé	Wayaye	Ligra	Blakendi	Roumbou	Mara
	N	%	%	%	%	%	%	%
< 50	23	10.27	15.00	2.78	0.00	25.00	4.88	14.71
> =50 < 75	117	52.23	55.00	58.33	48.65	44.44	56.10	50.00
> = 75 < 90	80	35.71	30.00	38.89	48.65	27.78	34.15	35.29
> = 90	4	1.79	0.00	0.00	2.70	2.78	4.88	0.00
Moyenne (%)	69.19		66.45	70.76	75.70	64.05	70.99	66.96
Ecart type (%)	13.37		14.83	11.36	8.46	16.41	10.92	14.34
Minimum (%)	20.12		20.12	42.38	58.61	20.85	46.26	32.44
Maximum (%)	90.94		88.18	87.57	90.92	90.94	90.56	85.08

Source : Résultats d'enquête, 2014

L'efficacité technique moyenne pour tous les oasis est de 69,25 % et on note une plus grande efficacité moyenne pour les oasis de Ligra, Roumbou, Wayaye, Mara, Tarfé et Blakendi, avec respectivement 75,70 %, 70,99 %, 70,76 %, 66,96 %, 66,45 %, et 64,05 % (**Tableau 5**).

**Tableau 5 : Score moyen d'efficacité technique par oasis %**

Efficacité Technique	Ensemble	Tarfé	Wayaye	Ligra	Blakendi	Roumbou	Mara
Moyenne	69.19	66.4	70.76	75.7	64.05	70.99	66.96
Minimum	20.12	20.1	42.38	58.6	20.85	46.26	32.44
Maximum	90.94	88.1	87.57	90.9	90.94	90.56	85.08

Source : Résultats d'enquête, 2014

Les plus faibles niveaux d'efficacité technique sont observés dans les oasis de Tarfé (20,1) et Blakendi (20,85) et dénote des besoins plus grands en appui technique pour l'augmentation de la productivité des facteurs. Cependant, les valeurs maximums d'efficacité technique proche de 90 % obtenues, montrent qu'il existe des producteurs (dans l'ensemble) très performants car étant proche de la frontière de production. Ces producteurs qui obtiennent une telle productivité élevée peuvent servir de référence pour améliorer de façon générale la productivité de la région. Le **Tableau 6** présente les potentiels en réduction des coûts de production en maintenant constant le niveau de production. Ainsi, pour toute la région, l'efficacité moyenne est 69,15 % variant entre 20,12 et 90,94 %. Par conséquent, si le producteur moyen de toute la région devrait atteindre la performance des producteurs les plus performants, il pourrait réaliser une économie de ressource de 23,91 % [ $1 - (69,15 / 90,94)$ ] sur ses coûts actuels de production. De même, si le producteur qui est techniquement moins efficace devrait atteindre l'efficacité technique des meilleurs producteurs de la région, il pourrait épargner 77,87 % [ $1 - (20,12 / 90,94)$ ] de ses coûts en ressources productive de production.

**Tableau 6 : Pourcentages de réduction potentielle de coût en ressources de production**

Efficacité Technique	Ensemble	Oasis					
		Tarfé	Wayaye	Ligra	Blakendi	Roumbou	Mara
Efficacité Moyenne	23,91	26,9	19,19	16,7	29,56	21,83	21,2
Faible efficacité	77,87	77,1	51,60	35,5	77,07	48,91	61,8

Source : Résultats d'enquête, 2014

Ces résultats montrent que pour les exploitants agricoles de la zone de recherche, il existe encore des gains potentiels considérables à réaliser sur les coûts de production en maintenant constants les niveaux actuels de production, ou autrement, il existe encore des marges de manœuvres pour accroître la production agricole sur la base des ressources actuellement utilisées.

#### 4. Conclusion

Le présent article a pour objectif d'évaluer le niveau d'efficacité technique des exploitations oasisiennes de la région du Kanem au Tchad. L'estimation de l'efficacité technique des producteurs de maïs montre qu'il existe une possibilité de gains substantiels d'efficacité pour ces exploitations, puisqu'en moyenne leur utilisation de facteurs de production pourrait être réduite de 23,91 %, sans affecter leur niveau de production. L'estimation de résultats des indices d'efficacité révèlent que les producteurs sont en moyenne techniquement efficaces dans la culture du maïs considérée et disposent des réserves encore pour accroître leur productivité. En effet, l'indice moyen d'efficacité technique est de 69,15 pour l'ensemble des oasis variant entre 20,12 et 90,94 %. Cependant, les valeurs maximums d'efficacité technique proche de 90 % obtenues, montrent qu'il existe des producteurs (dans l'ensemble) très performants car étant proche de la frontière de production. Ces producteurs qui obtiennent une telle productivité élevée peuvent servir de référence pour améliorer de façon générale la productivité de la région. Par ailleurs, si le producteur moyen de toute la région devrait atteindre la performance des producteurs les plus performants, il pourrait réaliser une économie de ressource de 23,91 % sur ses coûts actuels de production. De même, si le producteur qui est techniquement moins efficace devrait atteindre l'efficacité technique des meilleurs producteurs de la région, il pourrait épargner 77,87 % de ses coûts en ressources productive de production. Pour les facteurs de production testés, deux sont significatifs, nous pouvons observer que la production dépend plus largement de l'augmentation des surfaces cultivées (coefficient de 0,62) que de l'utilisation de l'herbicide (0,23). Les résultats montrent que l'effet

combiné de l'utilisation d'herbicide affecte de façon positive et significative la production ( $C = 0.235$  ;  $P > z = 0.000$ ) dans notre échantillon. En ce qui concerne la superficie, elle a une élasticité de production positive, elle est de 0.62 ; ce qui signifie que l'augmentation d'un hectare de superficie de production permet aux exploitants agricoles d'augmenter sa production de près de 62 % toutes choses égales par ailleurs. Au regard de l'évolution actuelle des cours sur les marchés internationaux, une formidable opportunité s'offre pour le Tchad qui ont un potentiel agricole inexploité. En effet, la production et l'efficacité technique ne semblent pas encore liées à l'introduction d'intrants plus modernes, sûrement parce que l'agriculture reste encore très traditionnelle au Tchad, un effort sensible doit, d'abord et avant tout, être orienté vers les producteurs de maïs. Par la suite, il sera bien évidemment important d'engager des actions vers une plus grande modernité des techniques et des moyens utilisés.

### Références

- [1] - MASON et al, "Wheat Consumption in Sub-Saharan Africa : Trends, Drivers, and Policy Implications", MSU International document de travail sur le développement, N° 127 (décembre 2012)
- [2] - E. GRINGS, O. ERENSTEIN, M. BLÜMMEL, "Special Issue : Dual-purpose maize". *Field Crops Research*, 153 (2013) 1 - 112
- [3] - J-M. BAUER, M. CISSE, I. LAOUALI, P. SOUMARE, P. MENDEZ DEL VILLAR, "Crise rizicole, évolution des marchés et sécurité alimentaire en Afrique de l'Ouest". Etude réalisée par le CILSS, CIRAD, FAO, FEWSNET, WFP et financée par le Ministère des affaires étrangères et européennes, (2010) 55 - 67
- [4] - ANONYME, "Analyse de la compétitivité du maïs au Tchad. Rapport d'étude de Ministère de l'Agriculture et de l'Irrigation", N'djamena-Tchad, Août (2014) 74 p.
- [5] - ALENE AD et al, "The economic and poverty impacts of maize research in West and Central Africa". *Agricultural Economics*, 40 (2009) 535 - 550
- [6] - M. J. FARRELL, "The measurement of productive efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, CXX, Part 3, (1957) 253 - 290.
- [7] - J. O. BIFARIN, T. ALIMI, O. I. BARUWA & O. C. AJEWOLE, "Determinant of technical, allocative and economic efficiencies in plantain production industry in Ondo State, Nigeria". In : Dubois T., S Hauser, C. Staver & D. Coyne (eds.) : *Harnessing International Partnerships to increase Research Impact*, ISHS, Montpellier, (2010) 783 - 790 p.
- [8] - E. S. ATKINSON et C. CORNWELL, "Estimation of output and input technical efficiency using a flexible functional form and panel data", *International economic review*, 35 (1) (1994) 245 - 255
- [9] - J. AGBODJAN, "La performance des entreprises industrielles béninoises". Document de travail N° 99 / 004 - CAPE. Rép. du Bénin, (2000)
- [10] - N. AMARA et R. ROBERT, "Mesure de l'efficacité technique : revue de la littérature", Centre de recherche en économie agro-alimentaire (CREA), Série recherche 00.07, (2000) 32 p.
- [11] - A. A. ADESINA et K. K. DJATO, "Relative efficiency of women as farm managers: Profit function analysis in Cote d'Ivoire". Elsevier Science. *Agricultural economics*, 16 (1997) 47 - 53
- [12] - D. J. AIGNER, C. A. K. LOVELL, P. SCHMIDT, "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models". *Journal of Econometrics*, 6 (1977) 21 - 37
- [13] - W. MEEUSEN, J. VAN DEN BROECK, "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error". *International Economic Review*, Vol. 18, (1977) 435 - 444 p.
- [14] - NKENDAH et TEMPLE, "Bananes et plantains : danger sur la production" *La voix du paysan*, 16 (137) (2003) 5 - 6

- [15] - T. NKUNZIMANA, "Une filière agro-industrielle en mutation : cas de la filière théicole au Burundi". Thèse présentée en vue de l'obtention du grade de docteur en sciences agronomiques et ingénierie biologique. Université Catholique de Louvain, Belgique, N° 3 (2005)
- [16] - R. J. KOPP & V. K. SMITH, "Frontier production function estimates for steam electric generation": A comparative analysis. *Southern Economics journals*, 47 (1) (1991) 1049 - 1059
- [17] - G. E. BATTESE, G. S. BROCA, "Estimation of a Production Frontier Model : With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia", *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21 (1997) 169 - 179
- [18] - T. COELLI, "A Data Envelopment Analysis (Computer) Program, Centre for Efficiency and Productivity Analysis", A Guide to DEAP Version 2.1 : Department of Econometrics, University of New England, Armidale, NSW 2351, Australia, (1998)
- [19] - C. FONTAN, "Production et efficience technique des riziculteurs de Guinée": Une estimation paramétrique stochastique, *Economie rurale*, Numéro 308, Novembre - Décembre, Varia, (2008) 19 - 35 p.
- [20] - S. BÄCKMAN, K. M. Z. ISLAM and J. SUMELIUS, "Determinants Of Technical Efficiency Of Rice Farms In North" - Central And North-Western Regions In Bangladesh, University of Helsinki, (2013) 73 - 95 p.
- [21] - K. ISSAKA, "Innovations in Agricultural Technology : Assessment of constraints and Performance in Benin". Verlag Grauer, Beuren Stuttgart, Germany, (2002)
- [22] - ABEDULLAH et al, "Analysis of technical efficiency of rice production in PUNJAP (PAKISTAN)", *Pakistan Economic and Social Review*, Vol. 45, N°2 (Winter 2007) 231 - 244 p.
- [23] - D. Munroe, "Economic efficiency in Pologne peasant farming : an international perspective", *Regional Studies*, 35 (2) (2001) 461 - 471 p.
- [24] - SOE SOE WIN et al., "An Empirical Study of the Efficiency of Groundnut Production in Central Myanmar": A Stochastic Frontier Analysis, (2007) 77 - 88 p.
- [25] - A. AROUNA, "Domestic and Agricultural Water Use by Rural Households in the Oueme River Basin (Benin)": An Economic Analysis Using Recent Econometric Approaches; Thèse pour l'obtention du diplôme de PhD en science agronomique. Institut of Farm Management Universität Hohenheim, (2009) 89 - 102 p.