

Mahaman Laouan ABOUBE

Département d'Economie - Faculté des
Sciences Economiques et de Gestion
Université Abdou Moumouni Niger.
Email : aboube6@yahoo.fr

Mahaman Yaou Abdoul BASSIDOU

University of the Gambia.
Email : mabdoulbassidou@yahoo.fr

Une méthode comparative pour l'analyse de l'efficience technique de la production de l'oignon au Niger

Résumé : Ce travail analyse l'efficience technique calculée selon deux méthodes, l'analyse par enveloppement des données (DEA) et l'analyse par les frontières stochastiques (SFA) à partir des données collectées sur les producteurs d'oignon dans la région d'Agadez au Niger. La technique de Bootstrap est utilisée pour fournir de précision statistique aux estimateurs du modèle DEA. Les effets de l'inefficacité techniques sont modélisés comme une fonction des facteurs socioéconomiques spécifiques aux producteurs et des facteurs environnementaux. Les résultats du modèle SFA ont révélé que la production moyenne de l'oignon peut augmenter de 26,1 % si les producteurs pouvaient utiliser correctement la technologie de production en place. Ils révèlent aussi que les plus importants facteurs de production de l'oignon de la région d'Agadez sont l'énergie, l'urée et les superficies cultivables. On conclut à partir des deux modèles que le producteur moyen peut réduire ses coûts de production de 21,3 % à 28,1 % selon le modèle considéré. Par ailleurs, l'efficacité technique est très influencée par les visites de vulgarisation, l'éducation primaire et les facteurs régionaux.

Mots-clés : Efficience technique, Bootstrap, Oignon, Agadez, Niger

A comparative method for the analysis of the technical efficiency of onion production in Niger

Abstract: This paper estimates technical efficiency obtained from both Data Envelopment Analysis (DEA) and Stochastic Frontier Analysis (SFA) using survey data on onion farmers in the Agadez region of Niger. We used the bootstrap method to obtain the statistical precision of the DEA estimators. Technical inefficiency effects are modeled as a function of farm-specific socioeconomic factors and environmental factors. The empirical results from the SFA revealed that the average output of onion farmers may increase by as much as 26.1% when the technology of production is properly utilized. These results also reveal that the important factors for onion production in Agadez are energy, fertilizer and cultivable areas. From both models we conclude that the average farmer can reduce his production costs by 21.3% to 28.1% depending on the method considered. Among other things, technical efficiency is highly influenced by vulgarization visits, primary education and regional factors.

Keywords: Technical efficiency, Bootstrap, Onion, Agadez, Niger

JEL Classification: Q12 – Q18 – Q38.

Received for publication: 20200701.

Final revision accepted for publication: 20201226

1. Introduction

L'oignon est la première culture maraîchère et l'un des premiers produits d'exportation du Niger (Abdoulkadri et al. 2019). Avec une production annuelle estimée à 560 782 tonnes ; le Niger est le deuxième producteur d'oignon de l'Afrique de l'Ouest après le Sénégal qui a une très forte demande interne (d'Alessandro & Soumah, 2008). 65 % de la production du Niger est exportée vers les pays de l'Afrique de l'Ouest, plus particulièrement au Ghana et en Côte d'Ivoire. Elle rapporte une valeur monétaire de l'ordre de 49 Milliards de FCFA (Abdoulkadri et al. 2019). La filière oignon au Niger contribue de façon prépondérante dans la création d'emploi direct et indirect, et dans la lutte contre la pauvreté. En effet, cette filière procure l'essentiel de la subsistance pour 10 % de la population nigérienne (Simone et al. 2010 ; Netherland Entreprise Agency, 2019).

Agadez est l'un des deux plus grands sites de production d'oignon au Niger avec 2 000 hectares de superficie irriguée et plus de 17 000 exploitants en saison de pluie et un grand nombre d'emplois créés (Ministère de l'agriculture, 2019). Ainsi, les seules régions de Tahoua et d'Agadez contribuent à 74 % dans la production nationale d'oignon (Bruxelle et CSA, septembre 2011). À Agadez, l'oignon participe particulièrement dans la lutte contre l'exode rural, la réduction de la pauvreté, mais aussi au maintien de la stabilité sociopolitique en luttant contre les rébellions armées fréquentes dans la région. Ainsi, améliorer la branche oignon à Agadez, zone désertique, peut assurer une croissance économique soutenue.

Cependant, la production d'oignon en Afrique en général, et au Niger en particulier est confrontée à un problème de baisse de productivité. Les rendements moyens de récolte de ce produit en Afrique sont les plus bas au monde, plus de 16 % en dessous de la moyenne mondiale de 20 tonnes/hectare (d'Alessandro & Soumah, 2008). Au Niger, ce problème est encore plus préoccupant, car on constate une baisse continue du rendement de production dans le temps (Cameroun & Santé Minsante, 2017).

De nombreuses études ont été réalisées pour améliorer la productivité de l'oignon au Niger. Ces études sont le plus souvent d'ordre agronomique et visent à la sélection de variétés d'oignon. Abdou et al. 2014 ont utilisé trois approches complémentaires pour identifier et caractériser les variétés et écotypes locaux. Des entretiens avec les producteurs leur ont permis d'inventorier cinquante-deux (52) écotypes nommés, mais après regroupements des synonymes, il en est ressorti que dix-sept (17) écotypes sont cultivés au Niger. Moussa & Abderrahmane (1994) ont utilisé une méthode comparative des variétés de semis. Ils ont trouvé que les semis effectués au 13 octobre pour la variété « blanc de Galmi » donne des rendements plus élevés (75 tonnes/hectares) et un poids moyen des bulbes plus élevé (159 g) que les semis effectués au 3 novembre (40,7 tonnes/hectares de rendement et 87 g de poids de bulbe). Par contre, pour la variété « violet de Galmi », ils ont trouvé que le rendement est plus important au 13 octobre, qui est de 438t/ha, contre 69,7 tonnes par hectare au 3 novembre. (PRODEX/AT, 2012) avait réalisé une étude qui visait à appuyer le groupe de travail Oignon mis en place par le

gouvernement du Niger. Il a alors élaboré un calendrier global des activités, propice pour la culture d'oignon au Niger, mais aussi des calendriers par régions. En ce jour, nous n'avons pas encore rencontré d'étude qui s'est intéressée à une analyse coût-efficacité de cette production. Mano et al. (2007), liaient les problèmes des producteurs d'oignon au Niger à une insuffisance de formation technicoéconomique, mais aussi au manque d'efficacité de leurs techniques d'irrigation.

L'on peut à cet effet rappeler que l'efficacité technique des producteurs s'évalue selon deux approches : la méthode paramétrique et non paramétrique.

La première est l'approche économétrique qui utilise les frontières stochastiques de production (SFA). Elle a été introduite dans la même année par (Aigner, Lovell, & Schmidt, 1977) et (Meeusen & Broeck, 1977). Elle est paramétrique et permet de calculer les scores de l'efficacité technique par rapport à une frontière de production définie par une technologie (fonction de production). La spécification de cette méthode permet d'estimer en une étape les scores de l'efficacité technique de chaque firme, mais aussi les paramètres de l'inefficacité.

La seconde approche qui est non paramétrique est la programmation mathématique appelée analyse par enveloppement des données ou encore data envelopment analysis (DEA). C'est une méthode à deux étapes qui permet d'estimer l'efficacité technique de chaque firme par rapport à la firme la plus efficace (Hekmatnia et al. 2019).

Étant donné les avantages et inconvénients de ces deux modèles, les utiliser conjointement et comparer leurs résultats à partir des mêmes données serait d'une aide précieuse pour l'implication des résultats. En plus, établir les propriétés statistiques du modèle DEA est très important (par les méthodes Bootstrap) pour résoudre les inconvénients de ce modèle qui est non paramétrique, et améliorer la robustesse de ses résultats (Long et al., 2020).

La méthode comparative a fait l'objet de nombreuses applications en matière de production agricole. C'est ainsi qu'au Bangladesh Wadud & White (2000) avaient comparé les efficacités techniques obtenues à partir des modèles DEA et SFA des producteurs du riz. Ils ont trouvé que l'efficacité technique moyenne obtenue à partir du modèle SFA est supérieure à celle du DEA sous hypothèses des rendements d'échelle constants, mais inférieure à celle obtenue pour le DEA sous hypothèses des rendements d'échelle variables. Laure, Kelvin, Sophia, & Katarzyna (2004) ont analysé l'efficacité technique et ses déterminants pour les fermes agricoles et d'élevage en utilisant un panel. Ils ont trouvé qu'en moyenne les fermes spécialisées dans l'élevage sont techniquement plus efficaces que celles agricoles. Les efficacités techniques moyennes estimées à partir du DEA sont inférieures à celles estimées par le SFA avec des coefficients de corrélations positifs et significatifs dans les deux modèles.

Ce papier vise à analyser le système de production d'oignon à Agadez d'un point de vue de l'utilisation des ressources productives. De façon spécifique, il s'agit de calculer les scores d'efficacité technique des producteurs et d'identifier les facteurs qui influencent

cette efficience technique. Nous allons ainsi présenter les modèles théoriques qui nous permettront d'atteindre ces objectifs.

2. Modèles théoriques de base

Comme nous l'avons ci-dessus mentionné, l'efficience technique est mesurée à travers deux méthodes : l'analyse par les frontières stochastiques (SFA) et l'analyse par enveloppement des données (DEA).

2.1. Modèle des Frontières stochastiques

Le modèle des frontières stochastiques de production est un modèle bien adapté à la production agricole du fait qu'il prend en compte son caractère aléatoire, mais aussi il estime en une seule étape les scores d'inefficience technique et les coefficients de ses déterminants. Cependant, ce modèle présume l'utilisation, et donc le choix d'une forme fonctionnelle de la technologie de production (Cobb Douglass, Trans-log, C.E.S....). Le modèle est spécifié pour des données en coupe instantanées comme suit :

$$Y_i = f(x_i; \beta) \cdot \exp(v_i) \cdot \exp(-u_i) \quad (1)$$

$i = 1, 2, 3, \dots, N$; avec v_i et u_i par hypothèse indépendants ; Y_i est le niveau de production possible de l'individu i ; x_i un vecteur d'intrants utilisés par i ; β un vecteur de paramètres à estimer ;

v_i est le terme aléatoire à moyenne nulle et variance constante [$v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$]. Il est associé aux facteurs aléatoires (erreurs de mesure dans la production, effets climatiques, effets naturels, etc.) indépendamment du contrôle de l'agent. Le terme aléatoire v_i peut être positif (conditions favorables à l'activité) ou négatif (conditions défavorables). u_i est un terme d'erreur spécifique au producteur ou à l'unité de production, et qui représente son niveau d'inefficience. Ce terme peut suivre plusieurs distributions comme une loi normale positive ; une distribution tronquée ; une distribution gamma ; une loi exponentielle. Le choix de la spécification du terme u_i est plus souvent guidé par la convenance du point de vue du logiciel que sur la performance de ces distributions. FRONTIER 4.1 que nous utilisons dans ce travail s'accommode à la distribution normale positive et tronquée (Coelli T., 1996). Selon Coelli et al. (2005), les valeurs estimées des élasticités et les effets du changement technique sont plus robustes avec la distribution normale positive et la distribution exponentielle. Pour toutes ces raisons, nous allons utiliser dans ce travail une distribution normale positive [$u \sim N(0, \sigma_u^2)$] pour estimer les effets de l'inefficience. Ainsi, les paramètres de la frontière, de même que les fonctions de densité de μ et v peuvent être estimés en maximisant la fonction de vraisemblance suivante :

$$\ln(1) = -\frac{n}{2} \ln(\pi/2) - \frac{n}{2} \log(\sigma_s^2) + \sum_{i=1}^n \ln[1 - \Phi(Z_i)] - \frac{1}{2\sigma_s^2} \sum_{i=1}^n (\ln Y_i - X_i \beta)^2, \text{ où}$$

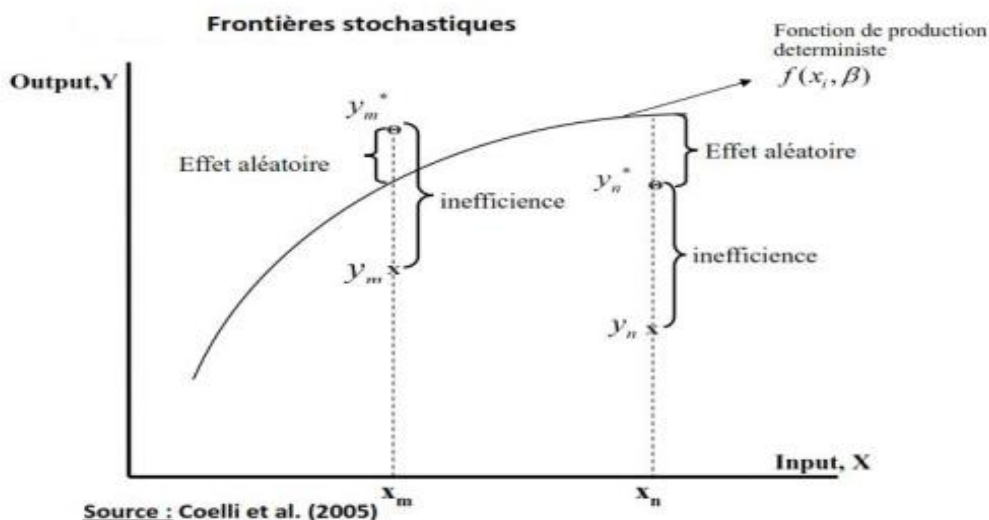
$$Z_i = \frac{(\ln Y_i - X_i \beta)}{\sigma_s} \sqrt{\frac{\gamma}{1-\gamma}}; \quad \sigma_s^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \text{ et } \gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2}.$$

$\Phi(\cdot)$ est la fonction de répartition d'une distribution normale centrée réduite.

σ_s^2 est défini comme la somme de la variance du terme représentant l'inefficience et celle du terme aléatoire. γ mesure la variabilité relative des deux sources d'inefficience. Une valeur nulle de γ représente l'absence d'inefficience technique. Ainsi, si $\gamma \rightarrow 0$ implique que $\sigma_s^2 \rightarrow +\infty$ et/ou que $\sigma_u^2 \rightarrow 0$, cela signifie que l'inefficience est entièrement due aux chocs aléatoires. De même, lorsque $\sigma_v^2 \rightarrow 0$ alors les écarts par rapport à la frontière sont essentiellement dus à l'inefficience technique des producteurs. Les scores d'efficacité technique sont donnés par l'expression suivante définie par Coeil, T. J., Rao, D.S.P., & Battese (1998) : $\theta_i = \exp(-u_i)$

Le modèle des frontières stochastiques est tel que le niveau de production possible Y_i est limité en haut par le niveau de production stochastique, Y_i^* d'où l'appellation de « Frontières stochastiques ». La figure 2 ci-dessous montre une représentation des frontières stochastiques de deux unités de production m et n .

La première unité de production m utilise le vecteur d'intrants x_m et produit au niveau y_m . Sa frontière stochastique y_m^* est au-dessus de la frontière de production déterministe, $Y_i = f(X_i; \beta)$ car son terme aléatoire est positif. L'unité de production n utilise le vecteur d'intrants x_n et produit y_n . Sa frontière stochastique est en dessous de la fonction de production déterministe, car il a un terme aléatoire négatif. Dans les deux cas, le niveau de production observé est en dessous de la frontière stochastique.



2.2 Analyse par enveloppement des données

La méthode de l'analyse par enveloppement des données (DEA) ne présume pas une forme fonctionnelle. Elle utilise une programmation mathématique pour construire une frontière de la technologie et des bonnes pratiques productives à partir des données. En même temps, elle estime la distance par rapport à cette frontière pour chaque observation dans la base de données (Coelli, Rao, O'Donnell, & Battese, 2005). Cette méthode a été introduite par Charnes et al. (1978) avec une orientation input et des rendements d'échelles constants (CRS). Plus tard, les chercheurs comme Färe et al. (1983) et Banker et al. (1984) ont introduit un modèle avec des rendements d'échelles variables (VRS) dans la littérature du DEA.

La méthode du DEA Bootstrap

Simar et Wilson (2000) ont recensé trois principaux inconvénients pour le modèle non paramétrique, qui sont :

- (1) : ses estimateurs ont des propriétés asymptotiques. Ce qui peut biaiser les résultats s'ils sont estimés avec un échantillon réduit.
- (2) : des erreurs additionnelles sont introduites quand on utilise les estimateurs des paramètres des observations extrêmes pour construire des estimations des intervalles de confiances.
- (3) : enfin ces estimateurs sont construits seulement dans le cadre d'un seul input et d'un seul output, alors que les mesures de l'efficacité technique utilisent aujourd'hui de multiples inputs et outputs. Pour pallier tous ces problèmes, Kneip et al. (2003) ont proposé deux algorithmes de la méthode « ' Bootstrap » qui permettent de corriger tous ces défauts. Le premier algorithme est basé sur le sous-échantillonnage et le second sur le lissage (smoothing) et les auteurs ont démontré la consistance des estimateurs obtenus à partir de ces algorithmes. Dans cet article nous utilisons le premier algorithme de Kneip et al. (2003) basé sur le sous-échantillonnage avec une mesure orientée input pour calculer l'efficacité technique de la méthode non paramétrique.

2.3 Présentation des données

Notre base de données pour ce travail provient d'une enquête qui a été organisée par le cabinet Agro-Business Services (ABS) implanté dans la région d'Agadez dont l'un des objectifs principaux est d'accompagner la recherche-développement dans le domaine de l'agriculture au niveau de cette région. IL a bénéficié de l'assistance et de l'expérience de la Direction régionale de la Centrale d'Approvisionnement en Intrants et Matériels agricoles (CAIMA). L'enquête s'est réalisée du 06 au 20 décembre 2016 sur 120 producteurs d'oignon sélectionnés de façon aléatoire, au niveau de trois départements et plus grands sites de production d'oignon de la région d'Agadez à savoir Taballot, Dabaga et Tchirozérine.

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des variables quantitatives du modèle. Nous constatons que la production moyenne d'oignon est de 211 sacs de 50 kg (mesure couramment utilisée dans la région) par exploitant. L'écart-type relativement élevé (9 690,925) peut être expliqué par une variabilité dans l'utilisation d'intrants entre producteurs. Ce qui entraîne de grandes variabilités dans la production. Comme nous

l'avons déjà souligné ci-haut, la production d'oignon d'Agadez utilise relativement de grandes quantités de main-d'œuvre. La moyenne de la main-d'œuvre utilisée selon notre échantillon est de 413,42 hommes/jour, avec un homme/jour équivalent à 8 h de travail d'adulte. La quantité d'engrais chimique NPK est en moyenne de 260 kg. Les producteurs utilisent la variété d'engrais Urée de façon plus importante avec une moyenne de 386 kg. La production d'oignon en irrigué utilise l'eau des puits relativement profonds pour arroser les plantations.

Ainsi les producteurs utilisent des motopompes pour puiser de l'eau de profondeurs. La quantité de carburant (essence) utilisée est en moyenne de 566 litres. La quantité de semence utilisée est en moyenne d'environ 16 kg. Le pesticide est en moyenne utilisé à 1,9 litre dans l'échantillon. L'âge moyen des producteurs d'oignon est de 41 ans, ce qui nous permet de conclure que ces producteurs sont en moyenne adultes. Le niveau d'éducation est en moyenne égal à 4,32 ans. Cela veut dire que la majorité des producteurs d'oignon à Agadez ont un niveau de scolarisation primaire. Ainsi, pour bien analyser l'effet de cette variable nous l'avons subdivisée en deux sous variables.

La première sous variable concerne les producteurs qui ont un niveau primaire (nombre d'années d'étude ≤ 6 ans). La deuxième sous variable concerne les producteurs qui ont un niveau d'étude supérieure à 6 ans. Nous verrons en détail l'analyse de ces sous variables avec les variables qualitatives. Si la majorité de producteurs utilise l'engrais chimique, une partie n'a pas confiance à ce produit et préfère utiliser la fumure organique. Celle-ci a été mesurée en nombre de voyage de camion transporté à la parcelle. Une moyenne de 1,56 voyage de l'engrais organique a été échantillonnée. Dans notre échantillon, 95,8 % de producteurs font de la culture d'oignon leur activité primaire.

Peu de producteurs (22,68 %) ont suivi au moins une fois dans leur vie une formation ou une sensibilisation sur les techniques de production d'oignon. Cela signifie que 77 % des producteurs n'ont pas accès à l'encadrement agricole.

Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables quantitatives

VARIABLE	CODE	Moyenne	Écart-type
Production par exploitant	PRO_EXPL	10 535,71	9 690 925
Main d'œuvre utilisée (Homme/jour)	M_UTI	413,42	289,05
NPK (kg)	NPK	259,42	574,9
URÉE (kg)	URÉE	385,85	1217,86
Carburant (Litres)	ENERGY	565.75	886.7
Fumure organique (voyages)	FUM_ORG	1,56	2
Semence (kg)	SEM	16,18	13,10
Superficie (ha)	SUP	8,28	26,33
Pesticide (Litres)	PEST	1,91	5,81
Âge	AGE	41	11,83
Niveau d'instruction	N_INSTR	4,32	4,25
Activité principale (1=oui)	P_ACT	95,8	0,201
Encadrement agricole (1=oui)	ENC_AGRIC	22,68	0,42

Source : à partir de l'estimation des auteurs

Le niveau d'éducation ici comprend l'éducation primaire et secondaire, car dans notre échantillon nous n'avons pas d'individu ayant un niveau supérieur. Nous avons 20,2 % de producteurs qui n'ont aucun niveau scolaire ; 37,78 % des producteurs qui ont un niveau primaire (nombre d'années d'étude ≤ 6 ans), et 42,02 % des producteurs ayant le niveau secondaire (nombre d'années d'étude > 6 ans).

Au Niger il y a plusieurs types de semence d'oignon cultivé. Selon (Bruxelle & CSA, septembre 2011) il y a une dizaine de variétés cultivées. La variété la plus connue et appréciée est le « Violet de Galmi ». Au niveau de la région d'Agadez et dans l'échantillon analysé (tableau 2), nous avons pu recenser trois types de semences utilisées qui sont le « Violet de Galmi » avec un pourcentage d'utilisation de 30,25 %, le « violet de l'Aïr » utilisé à hauteur de 66,39 % et le « Blanc de l'Aïr » qui est moins utilisé avec 3,36 %.

Tableau 2 : Statistique descriptive des variables qualitatives

<i>VARIABLE</i>	<i>CODE</i>	<i>Modalités</i>	<i>Proportions (%)</i>
Type de semence	V_GALM	Violet de Galmi	30,25
	V_AÏR	Violet de l'Aïr	66,39
	B_AÏR	Blanc de l'Aïr	3,36
Niveau d'instruction		aucun	20,2
	N_PRIM	Primaire	37,78
	N_SEC	Secondaire	42,02

Source : à partir de l'estimation des auteurs

3 Résultats d'estimation

Nous avons deux types de résultats relatifs à nos deux modèles dans ce travail. Le modèle paramétrique (SFA) et le modèle non paramétrique (DEA)

3.1 Le modèle des frontières stochastiques de production

Les résultats économétriques des scores d'efficacité techniques du modèle de frontière stochastique de production avec la technologie Cobb-Douglass sont présentés dans le tableau 3. Le score moyen d'efficacité technique est de 73,9 %. Cela signifie que la production moyenne de l'oignon peut augmenter de 26,1 % si les producteurs utilisent correctement la technologie de production (Nguyen & Yabe, 2015).

De même, le producteur moyen peut bénéficier d'une réduction dans les coûts de 21,3 % [$1 - (73,9/94)$] s'il arrive à atteindre le niveau de production de l'individu le plus performant (Bravo-ureta & Pinheiro, 1997). Les scores d'efficacité techniques varient entre 13,6 % et 94 %, témoignant une grande variabilité dans l'utilisation d'intrants. On constate que 52 % des producteurs ont une efficacité au-delà de 80 % et 29,4 % avec une efficacité comprise entre 60 et 80 %. Cela confirme notre première hypothèse sur l'efficacité technique des producteurs d'oignon à Agadez. La valeur minimale de l'efficacité technique entre producteurs relativement faibles montre que le producteur le moins efficace (13,6 %) pouvait réduire de 86,4 % la quantité d'intrants qu'il utilise tout en produisant la même quantité d'oignon. En termes de coûts de production, il peut réduire ses coûts de 85,5 % s'il peut atteindre le rendement du producteur le plus efficace [$1 - (13,6/94)$].

Tableau 3 : scores d'efficacité technique estimés par le SFA

Efficiency technique (%)	Effectif des producteurs	Fréquence relative (%)
]0; 40]	10	8,40
]40; 60]	12	10,08
]60 à 80[35	29,41
]80 à 100[62	52,10
Total	119	100
Moyenne (%)	73,9	
Minimum (%)	13,6	
Maximum (%)	94	

Source : estimation des auteurs à partir de FRONTIER 4.1

Le tableau 4 présente les paramètres de l'inefficacité et les coefficients estimés par le modèle. Comme ce travail utilise une forme fonctionnelle Cobb-Douglas, ces coefficients peuvent être directement interprétés comme des élasticités (Nguyen & Yabe, 2015). Dans ce modèle, $\gamma = 0,73$ et significatif à 1 %. Cela signifie que 73 % de la déviation du niveau de production par rapport à la frontière est dû aux effets de l'inefficacité et les 27 % aux effets aléatoires.

Les élasticités de productions montrent comment la quantité d'oignon produite varie lorsque les inputs varient dans le processus de production. On constate que la majorité des intrants ont un effet positif et significatif sur le rendement d'oignon. Seule la fumure organique a un effet négatif et significatif sur le rendement d'oignon. Les plus importants facteurs de production de l'oignon à Agadez sont l'énergie de puisage d'eau, significatif à 1 % et la superficie cultivée, avec une significativité à 5 %.

Tableau 4 : élasticités de la production et paramètres de l'inefficience

Variable	Coefficient	Écart-type
Constante	5,47***	0,684
M_UTI	-0,005	0,105
NPK	0.05*	0.031
UREE	0.17***	0 ,057
ENERGY	0.42***	0.077
FUM_ORG	-0.11*	0.074
SEM	0,04	0,075
SUP	0,30**	0,111
PEST	0,06	0,064
Paramètre de l'inefficience		
σ^2	0,50***	0,145
γ	0,73***	0,102
Log-vraisemblance	-77,05	

Source : Estimation des auteurs; * : significatif à 10 %, ** : significatif à 5 % *** : significatif à 1 %

Les élasticités de la production par rapport à ces deux variables sont respectivement de 0,42 et 0,30. Ceci implique qu'une augmentation d'une unité dans chacune de l'énergie (1 litre) et de la superficie (1 hectare) entrainera respectivement une augmentation de 0,42 et 0,30 (sacs) dans la quantité d'oignon produite.

Les types d'engrais chimiques NPK et UREE ont des effets positifs et significatifs sur le rendement d'oignon. Une augmentation de 1 % dans le NPK et dans l'URÉE entrainera respectivement une augmentation de 0,05 % et 0,17 % dans la quantité d'oignon produite. Les semences, le labour et les pesticides ont des effets non significatifs sur le rendement d'oignon. Au contraire, l'engrais organique a un effet négatif et significatif sur la production d'oignon à Agadez. La valeur de son élasticité de -0,11 traduit le fait que si on augmente l'engrais organique de 1 % dans le processus de production, la quantité d'oignon produite diminue de 0,11 %. Cela s'expliquerait par le fait que la fumure organique dégage beaucoup de la chaleur au niveau des plantes. Si l'arrosage n'est pas suffisant, cela peut provoquer des brûlures au niveau des plantes et donc limiter leur croissance.

3.2 Le modèle d'analyse par enveloppement des données (DEA)

Les résultats d'estimation du modèle DEA avec rendements d'échelles variables sont présentés dans cette partie. Nous avons appliqué un bootstrap du sous-échantillonnage avec $k = 0.5$ et 2000 répliques pour générer les scores d'efficacité technique de chaque producteur.

Le tableau 5 ci-dessous présente l'estimation par le modèle DEA des scores d'efficacité techniques, des mêmes scores corrigés de biais et de leurs intervalles de confiance à 95 %. Ces scores sont en effet comparables à ceux du modèle SFA. Ce tableau montre une moyenne d'efficacité technique de 80 %.

Tableau 5 : Scores d'efficacité techniques estimées par le modèle DEA (%)

	θ_k Initial	θ_k Corrigé	Biais	IC Borne Inférieure	IC Borne Supérieure
Moyenne	80	71,9	-8,1	46,4	80
Médiane	96,4	74	-22,4	43	96,4
Écart-type	0,226	0,208	-	-	-
Minimum	30,9	24,9	-	-	-
Maximum	100	100	-	-	-

Source : à partir de l'estimation des auteurs

Après correction de biais, la moyenne d'efficacité technique devient 71,9 %. Le producteur moyen peut donc réduire ses coûts de production de 28,1 % s'il peut atteindre le niveau d'efficacité technique du producteur le plus efficace. Les scores d'efficacité technique corrigés varient entre 24,9 % et 100 %, ce qui justifie une variabilité significative d'efficacité technique entre les producteurs d'oignon à Agadez comme notifié précédemment.

3.3 Comparaison de résultats des deux modèles (DEA vs SFA)

Suivant le premier critère de comparaison de Bauer et al. (1998), nous avons comparé les différentes estimations du DEA avec rendements d'échelles variables et du SFA et avons trouvé que les scores d'efficacité technique générés par les deux modèles sont semblables. Les statistiques descriptives de cette comparaison sont présentées dans le tableau 6.

Tableau 6 : Statistique descriptive de la comparaison des scores

Scores d'efficacité technique	DEA initial (%)	DEA corrigé de biais (%)	SFA (%)
Moyenne	80	71,9	73,9
Variance	0,051	0,043	0,043
Skewness	-0,518	-0,234	-1,42
Kurtosis	1,65	1,77	4,37

Source : Estimation économétrique des auteurs

Cependant, les résultats du DEA initial sont légèrement plus élevés que ceux du SFA alors que ceux du DEA sans biais sont légèrement inférieurs à ceux du SFA. Des résultats comparables ont été obtenus par Hoang Linh (2012) pour l'efficacité technique des ménages producteurs du Riz au Vietnam, Wadud et White (2000) pour l'efficacité des ménages producteurs au Bangladesh.

On constate plus de similarité entre le DEA corrigé de biais et SFA, et les scores du DEA initial varient plus (0,051) que les deux autres (DEA corrigé : 0,043, SFA : 0,043).

3.4 Le modèle d'inefficience

Le tableau 7 présente les coefficients des facteurs déterminants de l'inefficience suivant la seconde étape du DEA (Simar et Wilson, 2007) et le modèle SFA. Nous avons trouvé que les variables socioéconomiques influencent l'efficacité technique des producteurs dans les deux modèles de façon plus ou moins semblable. Dans ce dernier tableau, le signe des coefficients est très important pour analyser l'effet de la variable en question sur l'efficacité technique. Dans le modèle à une étape du SFA, le signe négatif d'un coefficient signifie que la variable en question influence négativement l'inefficience, et donc agit positivement sur l'efficacité technique. Par contre, dans la régression de la deuxième étape du modèle DEA, un signe négatif du coefficient signifie que la variable en question agit négativement sur l'efficacité technique. En d'autres termes, les signes positifs du modèle en une étape du SFA correspondent aux signes positifs de la régression de la seconde étape du modèle DEA.

Les résultats ont montré dans les deux modèles que l'âge du producteur a un effet positif sur son efficacité technique. Les producteurs les plus âgés produisent plus efficacement que les moins âgés. Cela s'explique par le fait que certains auteurs considèrent l'âge comme le proxy de l'expérience (Liu & Zhuang, 2000). Avec l'âge, les producteurs acquièrent le savoir-faire et les bonnes pratiques cultures et donc cela améliore leur efficacité technique. Ce résultat est similaire à celui de Wadud et White (2000) qui ont comparé les efficacités techniques obtenus à partir des modèles DEA et SFA des producteurs du riz au Bangladesh. C'est aussi le résultat auquel ont abouti Bravo-Ureta et Pinheiro (1997), Kalirajan et Flinn (1983), Kalirajan et Shand (1985). Cependant ce coefficient est significatif uniquement avec le modèle paramétrique.

Le niveau d'éducation primaire a un effet positif et significatif sur l'efficacité technique des producteurs dans les deux modèles. Avoir un niveau primaire pour les producteurs d'oignon contribue à améliorer leur efficacité technique. Cependant, le niveau secondaire a un effet non significatif sur l'efficacité technique. Cela peut s'expliquer par le fait que les producteurs mieux instruits auront tendance à ne pas aimer ce métier et à le quitter vers d'autres secteurs d'activités. Des résultats semblables sont obtenus par (Hoang, 2012) pour une étude comparative du modèle paramétrique et non paramétrique de l'efficacité technique des producteurs du Riz au Vietnam.

La vulgarisation agricole a un effet positif et significatif à 1 et 5 % dans les deux modèles estimés (DEA et SFA). Cela signifie que les producteurs ayant reçu au moins une visite des agents de vulgarisation ou ayant reçu au moins une formation sont plus efficaces que leurs homologues qui n'en ont pas reçu. Avoir pour activité principale la culture d'oignon montre un effet négatif dans les deux modèles et significatif avec le modèle non paramétrique. Nous avons déduit que les producteurs qui sont plus efficaces sont ceux qui font de la culture d'oignon une activité secondaire. On peut expliquer cela par le fait que la production d'oignon utilise une grande quantité de main d'œuvre. Le fait pour le producteur d'avoir d'autres activités et donc de juste superviser la culture d'oignon le rend plus efficace.

Tableau 7 : Facteurs déterminants de l'efficacité technique

Variables	Modèle DEA		Modèle SFA	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	0,65***	0,104	-0,44	0,41
AGE	0,0002	0,001	-0,001**	0,001
ENC_AGRIC	0,08***	0,033	-0,12**	0,05
N_PRIM	0,02**	0,011	-0,08*	0,04
N_SEC	0,003	0,003	-0,002	0,003
P_ACT	-0,11*	0,069	0,25	0,232
V_GALM	-0,01	0,076	0,20	0,171
V_AÏR	-0,03	0,075	0,22	0,171
R2	-0,01	0,032	0,02	0,041
R3	0,12***	0,037	0,13***	0,052

Source : Estimation de l'auteur ; * : significatif à 10, ** : significatif à 5 %, *** : significatif à 1 %

Pour ce travail nous avons enquêté trois zones, Taballot, Dabaga et Tchirozérine. Nous avons pris comme base la région de Taballot et estimé les effets des deux autres régions par rapport à celle-ci. Selon les résultats des deux modèles, les producteurs de la région de Dabaga sont moins efficaces par rapport à ceux de Taballot qui est la base. Toutefois, ce coefficient est non significatif dans les deux modèles.

4 CONCLUSION

Ce travail analyse l'efficacité technique et ses déterminants pour les producteurs de l'oignon d'Agadez au Niger. Cela a consisté à la comparaison de la performance de la méthode paramétrique stochastique spécifiée avec la technologie Cobb Douglass et une distribution normale des erreurs et de la méthode non paramétrique, DEA orienté input avec rendements d'échelles variables. Des techniques d'amélioration des performances de la méthode non paramétrique pour la correction des biais (Bootstrapping DEA) ont été utilisées non seulement à la première étape (Kneip et al., 2003), mais aussi à la seconde étape pour les déterminants des effets de l'inefficacité (Simar & Wilson, 2007). L'efficacité technique moyenne estimée à partir du modèle des frontières stochastiques de production est de 73,9 % plus faible que celle estimée par la méthode non paramétrique déterministe qui est de 80 %, mais encore plus proche de celle obtenue après correction du biais par le bootstrap, 71,9 %. Les résultats ainsi obtenus par le modèle paramétrique montrent que plus de la moitié des producteurs sont au-delà d'une efficacité de 80 % et environ 30 % des producteurs sont entre 60 et 80 % d'efficacité.

Seuls 20 % des producteurs sont en dessous de 60 % d'efficacité. Cependant des potentiels de réduction de coûts de production existent à travers l'amélioration de l'efficacité technique. En moyenne, un producteur peut réduire ses coûts de 21,3 % à 28,1 % dépendant de la méthode considérée. Les élasticités de production obtenues à partir de la méthode paramétrique montrent que l'énergie, les engrais chimiques NPK et UREE, et les superficies cultivables sont significativement les intrants les plus importants dans le processus de production d'oignon de la région d'Agadez. Par contre, l'engrais organique est un facteur de freinage du processus de production.

5. Références bibliographiques

- Abdoulkadri, L., Aïchatou, A., Manssour, A. M., Ali, A., & Zoubeirou, A. M. (2019). Analyse de la Chaîne de Valeurs d'oignon (*Allium Cepa* L.) Blanc de Soucoucoutane au Niger. *European Scientific Journal ESJ*, 15(3). <https://doi.org/10.19044/esj.2019.v15n3p99>
- Aigner, d., Lovell, c. K., & Schmidt, p. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production functions models. *Journal of Econometrics*(6).
- Banker, R. D., Charnes, A., & Cooper, W. W. (1984). Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis. *Management Science*, 30(9), 1078–1092. <https://doi.org/10.1287/mnsc.30.9.1078>
- Bauer, P. W., Berger, A. N., Ferrier, G. D., & Humphrey, D. B. (1998). Consistency conditions for regulatory analysis of financial institutions: A comparison of frontier efficiency methods. *Journal of Economics and Business*, 50(2), 85–114. <https://doi.org/10.17016/feds.1997.50>
- Bravo-ureta, b. E., & pinheiro, a. E. (1997, March). Technical, Economic and Allocative efficiency in peasant farming; evidence from the Dominican Republic . *The Developing Economies* (XXXV-1).
- Bruxelle, & CSA. (septembre 2011). Analyse des capacités des petits agriculteurs familiaux et identification des stratégies qui leur permettent de capter plus de valeur ajoutée . Collectif Stratégies Alimentaires asbl.
- Cameroun, A. E., & Santé Minsante, D. (2017). Le rapport de suivi de la SDR, pièce maîtresse de la mise en œuvre de la stratégie.
- Charnes, A., Cooper, W. W., & Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2(6), 429–444. [https://doi.org/10.1016/0377-2217\(78\)90138-8](https://doi.org/10.1016/0377-2217(78)90138-8)
- Coelli, T. (1996). A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation. Centre for Efficiency and Productivity Analysis.
- Coeil, T. J., Rao, D.S.P., & Battese, G. E. (1998). An Introduction to Efficiency Analysis. (second). Springer Science-i-Business Media, Inc.

- Coelli, T. J., Rao, D. S., O'Donnell, C. J., & Battese, G. E. (2005). *An introduction to efficiency and productivity, Second Edition*. New York : Springer.
- d'Alessandro, S., & Soumah, A. (2008, décembre). Évaluation sous-régionale de la chaîne de valeurs oignon/échalote en Afrique de l'Ouest. *Bethesda, MD : projet ATP*.
- Färe, R., Grosskopf, S., & Logan, J. (1983). The relative efficiency of Illinois electric utilities. *Resources and Energy*, 5(4), 349–367. [https://doi.org/10.1016/0165-0572\(83\)90033-6](https://doi.org/10.1016/0165-0572(83)90033-6)
- Hekmatnia, M., Amirteimoori, A., & Kordrostami, S. (2019). Group efficiency analysis in decision processes: A data envelopment analysis approach. *Croatian Operational Research Review*, 10(1), 75–88. <https://doi.org/10.17535/corr.2019.0008>
- Hoang, V. L. (2012). Efficiency of Rice Farming Households in Vietnam: A DEA with Bootstrap and Stochastic Frontier Application. *International Journal of Development Issues*, Vol. 11(1). Doi:10.1108/14468951211213868
- Kneip, a., Simar, l., & p., Wilson. (2003). Asymptotics for dea estimators in non-parametric frontier models. *Université catholique de louvain*.
- Laure, L., Kelvin, B., Sophia, D., & Katarzyna, Z. (2004). Determinants of technical efficiency of crop and livestock farms in Poland. *Applied economics*, 36(12). Doi:10.1080/0003684042000176793
- Liu, Z., & Zhuang, J. (2000). Determinants of Technical Efficiency in Post-Collective Chinese Agriculture: Evidence from Farm-Level Data. *Journal of Comparative Economics*(28). Doi:10.1006/jcec.2000.1666
- Long, L. K., Van Thap, L., Hoai, N. T., & Thuy, P. T. T. (2020). Data envelopment analysis for analyzing technical efficiency in aquaculture: The bootstrap methods. *Aquaculture Economics and Management*, 1–25. <https://doi.org/10.1080/13657305.2019.1710876>
- Mano, I., Nasser, A. A., & Issa, I. (2007). Evaluation Des Productions D ' Oignon Et Elaboration Des Strategies De Commercialisation.
- Meeusen, W., & Broeck, J. V. (1977, June). Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*, Vol. 18(2).
- Ministère de l'agriculture. (2019). cadre de gestion environnementale et sociale du projet integre de modernisation de l ' elevage et de l ' agriculture au niger pour la transformation du monde rural (pimelan) (pimelan-ne).
- Moussa, A., & Abderrahmane, H. (1994). L ' amelioration de l ' oignon (*Allium cepa* L .) Au Niger. 33–38.

- Netherland Entreprise Agency. (2019). Rapport de la mission de cadrage RVO sur l'emploi des jeunes dans les chaînes de valeur agricoles : Niger Catalystas.
- Nguyen, B. H., & Yabe, M. (2015). Technical Efficiency Analysis of Tea Production in The Northern Mountainous Region of Vietnam. *Global Journal of Science Frontier Research (D)*, 15(1).
- PRODEX/AT. (2012). Guide De Bonnes Pratiques De Production, Stockage Et Conservation De L ' Oignon. 1–13.
- Simar, L., & Wilson, P. W. (2000). Statistical Inference in Nonparametric Frontier Models: The State of art. *Art. Journal of Productivity Analysis*, 13.
- Simar, L., & Wilson, P. W. (2007). Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes. *Journal of Econometrics*, 136(1), 31–64. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.07.009>
- Simone, v. V., Schrader, T., Roo, N. D., Daddy, A., Douma, A., & Salifou, L. (2010). Rapport de l'atelier « Eplucher l'oignon », Pratiques de stockage et conservation-Conseils techniques pour perdre moins. Rapoort d'atelier, Birni N'Konni, Nige. Récupéré sur <http://www.snvworld.org/en/countries/ni>
- Wadud, A., & White, B. (2000). Farm household efficiency in Bangladesh: A comparison of stochastic frontier and DEA methods. *Applied Economics*, 32(13), 1665–1673. <https://doi.org/10.1080/000368400421011>