Estimation d'une Frontière Stochastique de Production et d'un Modèle d'Inefficience Technique pour la Production des dattes dans les Oasis de Nefzaoua, Tunisie

Mounir Belloumi, Docteur en Sciences Economiques
Adresse : Faculté de Droit et des Sciences Economiques et Politiques de Sousse, cité Erriadh 4023 Sousse Tunisie
Email : mounir_balloumi@yahoo.fr
Tel : 216 98257266
Fax : 216 73234477

Mohamed Salah Matoussi, Professeur en Méthodes Quantitatives
Adresse : Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Tunis, Elmanar 2001 Tunis Tunisie
Email : msmat@gnet.tn
Tel : 216 71871512
Fax : 216 71887512

Abstract :
Le secteur palmier dattier joue un rôle très important dans les régions de Nefzaoua et Tozeur au sud tunisien sur les plans social, économique et écologique. Il est directement ou indirectement source de vie, par sa production des dattes et par les divers usages de ses sous-produits pour les oasiens et leur cheptel. Il représente un facteur de prospérité pour l' économie des régions et pour l'économie national en général. Les oasis sont l'un des principaux facteurs qui incitent la population à s'installer dans cet environnement désertique. Les eaux souterraines sont la seule source d'irrigation dans ces régions. Elles proviennent des deux nappes : la nappe du Complexe Terminal et la nappe du Continental Intercalaire.
La surexploitation a fait progressivement augmenter la salinité des eaux d'irrigation et plusieurs forages captant le Complexe Terminal ont vu leurs débits chuter. Le phénomène de salinisation a trop affecter la production des dattes en réduisant la productivité des oasis. Deux types d'exploitations sont distinguées: les exploitations publiques sous forme de Groupement à intérêt collectif (GIC) et les exploitations privées. Elles se partagent presque 11000 l/s d'une manière égalitaire.
Dans ce travail, on utilise l'approche de frontière de production pour déterminer la performance productive des exploitants agricoles dans les systèmes d'irrigation étatiques. On a trouvé que la production des dattes par pied est expliquée par quatre facteurs : la quantité d'eau appliquée, le travail, le fumier et le phosphate. L'élasticité de la demande d'eau d'irrigation est estimée à -1.172. Ceci nous permet de suggérer que le système de tarification de l'eau d'irrigation peut être un moyen de conservation de la ressource. L'estimation du modèle d'inefficience technique a montré que la salinisation affecte négativement l'efficience technique. La valeur moyenne des indices d'efficience technique est égale à 0.653. De même l'estimation des modèles des données de panel avec effets fixes a montré que la salinisation affecte négativement la production des dattes des exploitants agricoles.

Mots-clé :
Palmier dattier, oasis, eaux souterraines, salinisation, frontière stochastique de production, productivités d'eau d'irrigation, inefficience technique.

JEL : Q12, Q25, Q26.

1. Introduction

Durant les 30 dernières années, l'agriculture irriguée est passée 120000 ha en 1970 à 360000 ha en 2002. Malgré que les superficies irriguées ne représentent que 7% de la surface agricole totale, le secteur irrigué contribue par 32% dans la production totale et 20% dans les exportations agricoles. Il contribue par plus que 26% dans l'emploi (Ministère de l'agriculture tunisienne, neuvième plan de développement (1997-2001)). La croissance dans la production durant ces dernières années provient essentiellement de l'expansion dans les surfaces irriguées.

La production totale des dattes en Tunisie évolue positivement dans le temps. Elle est passée de 58800 tonnes en 1975-76 à 107000 en 2001-02. Le cultivar « Deglet Nour » a connu une évolution très importante : Sa production est passée de 26300 tonnes en 1975-76 à 65000 tonnes en 2001-02. Sa part de production représente maintenant presque 60% alors qu'elle n'était que de 44% en 75-76 (Groupement interprofessionnel des dattes). Une part très importante de cette variété est destinée à l'exportation. Elle a atteint 35000 tonnes en 2001-02. D'ailleurs depuis 1987, la Tunisie est le premier exportateur en valeur de dattes dans le monde. A l'échelle nationale, la valeur des exportations place les dattes au troisième rang dans la liste des produits agroalimentaires exportés.

La production des dattes, plus précisément la variété Deglet Nour, est l'activité agricole principale dans la région de Nefzaoua. Elle représente plus que 50% dans la production totale des dattes dans le pays chaque année. Les superficies irriguées des oasis de Nefzaoua sont de 15450 ha sur un total de 36000 ha dans toute la Tunisie en 1996. Elle permet de mobiliser une main d'œuvre importante surtout pendant les mois d'octobre, novembre et décembre. Cette activité agricole permet de garantir des revenus acceptables à des exploitants agricoles pauvres en majorité. Elle contribue d'une manière significative à lutter contre la pauvreté des citoyens de la région de Nefzaoua. L'irrigation est un facteur très important dans la production agricole dans une région à climat aride comme le sud tunisien.

Les ressources en eau proviennent essentiellement des nappes souterraines profondes. Ces eaux souterraines sont très peu renouvelables. Elles sont limitées en quantité et en qualité. Le gouvernement tunisien a trop investi dans l'irrigation dans cette région. Cependant, les bénéfices réalisés de ces projets d'irrigation sont inférieurs aux bénéfices attendus. L'augmentation des superficies irriguées n'est pas passée sans conséquence sur les ressources hydraulique dans cette région. En effet, avant les années 70, l'artésianisme est la caractéristique principale de la région. La ressource « eau » est abondante, libre et sans prix. Elle est donc trop gaspillée. Maintenant, le pompage qui prévaut. La demande d'eau a trop augmenté. La qualité de l'eau est détériorée dans certaines oasis. L'eau coûte très chère. De nos jours, la soutenabilité sociale pose un problème. D'une part la gestion durable de la ressource nécessite une tarification au coût marginal. D'autre part, les exploitants agricoles sont pauvres et incapables de supporter les vrais coûts de l'eau sans l'intervention de l'Etat.

Pour atteindre l'objectif de conservation des eaux tout en répondant aux besoins de la demande future, il faut penser à une utilisation efficiente de l'eau d'irrigation. L'amélioration de l'efficience et de la productivité d'eau d'irrigation peut aboutir à une gestion durable des ressources en eau (Wallace et Batchelor, 1997). Une mauvaise gestion est considérée comme une cause fréquente d'utilisation inefficiente d'eau d'irrigation (Jensen et al., 1990). Plusieurs études ont montré que les améliorations dans les facteurs agronomiques, physiques, managériales et institutionnels peuvent avoir des impacts positifs sur l'usage efficiente d'eau d'irrigation (Batchelor, 1999; Wallace et Batchelor, 1997).

L'objectif principal de ce papier est de déterminer la sensibilité de la production des dattes aux inputs (quantité d'eau appliquée, travail, fertilisant (fumier), phosphate,…) et le degré de la salinité d'eau d'irrigation. L'élasticité de la demande d'eau d'irrigation est dérivée. La performance productive des exploitants agricoles en termes d'efficience technique est développée aussi tout en la reliant aux problèmes de pauvreté. Les sous échantillons d'exploitants agricoles, tirés à partir de cinq GIC (groupement à intérêt collectif) sont analysés en utilisant une fonction de production de type Cobb-Douglas. Ce papier traite aussi les issues d'estimation de fonction de production et les mesures d'effets de GIC à partir d'un panel incomplet.

La frontière stochastique de production, initialement proposée par Aigner, Lovell et Schmidt (1977) et Meesen et van den Broeck (1977), a été appliquée et modifiée dans nombreuses études, y inclus Battese et Corra (1977), Lee et Tyler (1978), Stevenson (1980), Pitt et Lee (1981), Kalirajan (1981), Jondrow et al. (1982), Kalirajan (1982), Bagi et Huang (1983), Kalirajan et Flinn (1983), Huang et Bagi (1984), Scmidt et Scikles (1984), Waldman (1984), Coelli (1985), Kalirajan (1989); Battese, Coelli et Colby (1989); Bravo-Ureta et Rieger (1990); Battese et Coelli (1992); Battese et Coelli (1995); Sharma et al. (2001); Ximing et al. (2003); etc.

Ces modèles de frontière stochastique de production reposent sur la décomposition du terme d'erreur en deux composantes. La première composante représente le terme aléatoire non borné qui permet la prise en compte d'erreurs de mesure, de spécification et d'aléas pouvant affecter le processus de production. Ces derniers ne peuvent pas être négligeables en agriculture surtout le cas des aléas climatiques. L'autre composante représente les effets d'inefficience technique dans la production. Ces derniers termes sont supposés par Aigner et al. (1977) d'être indépendants et identiquement distribués selon une distribution exponentielle ou semi normale. Ces distributions ont été critiquées car elles restreindrent arbitrairement la moyenne des effets d'inefficience technique à zéro. Depuis, certains économistes ont proposé d'autres distributions alternatives. Stevenson (1980) a proposé une distribution normale tronquée. Greene (1990) a proposé une distribution gamma. Battese et Coelli (1995) ont développé leur fameux modèle avec les effets d'inefficience technique. Ce modèle est devenu très populaire car il permet de tenir compte des effets des variables spécifiques aux firmes sur l'efficience technique. Dans ce papier, on utilise ce modèle pour estimer une frontière de production stochastique avec un modèle d'inefficience technique.

Les résultats présentés ici peuvent être utiles pour des politiques futures d'amélioration de productivité agricole. Il est particulièrement important d'adresser plusieurs questions rencontrées par les managers d'irrigation, telles que : (1) quel est l'input qui peut être sur ou sous utilisé en se basant sur l'efficience technique ? (2) quel est l'impact de la salinité sur la production des dattes ? (3) est ce que le prix d'eau d'irrigation peut être un moyen de conservation de la ressource ? (4) quelle est la performance relative des exploitants agricoles ? en particulier, est ce que l'efficience des agriculteurs est relié aux GICs ?

Du point de vue des principes économiques, qui traitent l'efficience comme un critère qui décrit les conditions de production optimale, les mesures d'efficience technique et économique ont été largement discuté dans la littérature sur l'économie agricole. L'efficience économique est atteint seulement lorsque l'efficience technique et l'efficience de prix sont atteints les deux au même temps (Antle et McGuckin, 1993). L'efficience de prix est la condition de maximisation de profit, y inclus l'efficience d'allocation (les rapports des produits marginaux de tous les inputs sont égaux aux rapports de prix des inputs) et l'efficience d'échelle (le coût marginal est le même que le prix d'output).

Ce papier est organisé comme suit. Dans la section 2, on présente les données. La gestion des systèmes d'irrigation des oasis est présenté dans la section 3. Dans la section 4, on spécifie les modèles et on présente leurs résultats d'estimation. La section 5 présente les modèles des données de panel et leurs résultats.

2. Les Données

Ce papier est basé sur des données de production des dattes en 2002 collectées auprès des exploitants agricoles à Nefzaoua à partir de 5 GIC (Tifout, Glea, Souk elbayez, Douz et Hsay) localisés à Kébili (Sud tunisien). Les cinq GIC sont choisis sur la base du degré de salinité d'eau. Les dattes de variété Deglet Nour sont la production de base à Nefzaoua. Elles sont irriguées à partir des nappes souterraines (le complexe terminal (CT) et le complexe intercalaire (CI)) du sud tunisien. La première est largement exploitée et sa profondeur varie de 300 à 600 m. Elle couvre la majeure partie du territoire du Sahara septentrional et s'étend sur plus de 350000 km² dont la majeure partie est située en Algérie. Elle s'alimente par les précipitations sur les affleurements du Dahar au sud et de l'Atlas Saharien au Nord ; mais les principales ressources de cette nappe proviennent des immenses réserves emmagasinées au cours des périodes pluvieuses du quaternaire. La seconde, beaucoup plus profonde (de 1000 à 2200 m), se développe sur 600000 km² de superficie sous le Sahara septentrional dont une petite partie en Tunisie. Les eaux de cette nappe sont généralement chaudes (+65°C), artésiennes et légèrement salées (2 à 3 g/l).

En plus des dattes, les exploitants agricoles oasiens produisent aussi d'autres cultures (arbres, légumes, plantes fourragères) qui servent principalement pour leur auto consommation. Cependant, la détérioration de la qualité d'eau et la longueur du tour d'eau ont trop affecté la production des

légumes[1]. Les eaux souterraines sont pratiquement la seule source d'irrigation. L'élément déterminant de l'existence des oasis est l'eau. Etablies à l'origine à partir des sources d'eau, dont le débit était équitablement partagé entre les exploitants agricoles selon l'importance de leurs plantations, et de puits de surface pour un point d'irrigation, les oasis ont pris de l'extension. Ce développement a nécessité l'exploitation des nappes profondes par forages artésiens ou pompes. Le tarissement des nappes entraîne de plus en plus un recours au pompage accompagné généralement d'une augmentation de la salinité de l'eau qui atteint dans certaines zones 7 g/l. A partir des années 80, le phénomène de salinisation devient remarquable. La salinisation des aquifères résulte à partir du mouvement et de la dispersion des corps d'eau salée à travers eux et ses côtes par la recharge. Elle résulte aussi des dépôts calciques dus à une utilisation excessive des eaux ayant un taux élevé de sel notamment dans les terrains à pente faible qui souffrent d'une mauvaise évacuation des eaux de drainage.

Le développement du secteur dattier est confronté de nos jours à une contrainte majeure : l'eau d'irrigation. La qualité d'eau pompée dépend des flux de concentration et de distribution à travers le temps. La simulation est utilisée pour évaluer ces variables. Les aquifères considérés ici sont côtières, ce qui pose le problème d'intrusion d'eau marine. Il y a plusieurs forages. Certains d'eux pompent l'eau fraîche, d'autres pompent l'eau à plusieurs degré de salinité. Le GIC de Tifout a la meilleure qualité d'eau (environ 1.8g/l). Les GIC de Glea, Souk elbayez et Douz ont un degré de salinité assez moyen (respectivement, 2.6 g/l, 3.6 g/l et 4.2 g/l). Hsay est la catastrophe. Dans cette oasis le degré de salinité a atteint 7g/l. Dans chaque GIC, les exploitants agricoles sont choisis en fonction de leurs superficies agricoles irriguées d'une manière aléatoire. L'échantillon tiré est composé de 138 agriculteurs. Toutes les questions de l'enquête sont d'ordre socioéconomiques. Les informations sur les divers aspects de management d'irrigation (telle que la distribution d'eau d'irrigation) sont obtenues à partir des responsables de GIC.

3. La gestion des systèmes d'irrigation des oasis

Le management d'irrigation consiste en une activité structurale (le design, les opérations de construction et de maintenance), l'activité d'usage d'eau (les opérations d'acquisition et de distribution d'eau), et l'activité organisationnelle (la prise de décision, la mobilisation de la ressource, et la gestion des conflits). Le gouvernement a financé la construction initiale des systèmes d'irrigation des oasis durant les années 1960. La gestion des systèmes d'irrigation des oasis est prise par les GICs avec l'intervention de l'Etat au niveau des opérations de maintenance et d'entretien des forages et de canal de distribution.

Avec une capacité totale d'irrigation de 8 m^3/s, les oasis de Nefzaoua sous contrôle étatique ont une superficie irriguée totale de 9420 ha organisée en 97 GIC avec près des 22521 exploitants agricoles ayant 35900 petites parcelles. Les caractéristiques des GICs enquêtés sont données dans la table 1. la majorité des GICs rencontrent des problèmes de manque d'eau de point de

[1] Dans certains GIC, la durée d'un tour d'eau dépasse un mois en été.

vue quantitatif et qualitatif. Toutes les opérations de maintenance et de distribution d'eau sont faites par les GICs. Le gouvernement déploie des opérations régulières et temporaires de maintenance dirigées par des staffs techniques des ingénieurs et ouvriers. La tache des ingénieurs consiste à préparer et superviser les forages. Le staff de supervision est divisé en différentes sections charger de lâcher et distribuer l'eau, identifier les places de maintenance et communiquer les problèmes des exploitants agricoles au chef du projet. L'allocation de l'eau est distribuée en fonction de la superficie des terres irriguées. La distribution de l'eau à travers les canaux se fait sur la base des tours. Les membres de GIC préparent un plan de distribution d'eau et résolvent les problèmes de dispute d'eau entre les agriculteurs. Les pompistes relâchent l'eau à partir du canal de distribution. Chaque GIC a son assemblée générale au cours de laquelle, les exploitants agricoles choisissent un comité composé de 8 membres (un président, vice-président, trésorier, membre responsable de maintenance, membre responsable de distribution d'eau, membre responsable d'évaluation d'eau, membre responsable de justice, et membre responsable d'organisation administrative). Les taches du comité consistent à (1) coordonner les opérations de réparation et de maintenance des canaux de distribution d'eau, (2) préparer un plan de distribution d'eau, (3) poser les problèmes de dispute d'eau d'irrigation, et (4) appliquer les décisions prises pendant l'assemblée générale.

Table 1. Description des GICs enquêtés

GICs	Superficies irriguées (en ha)	Nombre d'exploitants agricoles	Nombre des parcelles
Tifout	20	36	36
Glea	103.22	326	513
Souk elbayez	66.6	167	223
Douz	309	1463	1938
Hsay	91.1563	322	392

4. La Frontière Stochastique de Production et le Modèle d'Inefficience Technique

La performance des exploitants agricoles en terme d'efficience et de soutenabilité est principalement influencée par l'environnement de prise des décisions et leurs caractéristiques personnelles. Ces facteurs peuvent être divisés en 4 groupes : (1) les facteurs institutionnels tels que la régulation des externalités relatives à l'eau et à la terre, les droits de propriété, etc. ; (2) les caractéristiques personnelles et sociales tels que la famille de l'exploitant agricole, sa taille, son âge, son expérience, son niveau d'éducation, etc. ; (3) les facteurs physiques y inclus le climat, le nombre des parcelles irriguées ; et (4) les facteurs économiques qui déterminent les prix des inputs et d'outputs (l'accès aux crédits agricoles, les revenus agricoles, l'élasticité prix, l'accès aux inputs de production).

Dans ce travail, on a essayé de mesurer parmi eux certains facteurs pour établir et quantifier la relation entre les caractéristiques des exploitants agricoles et leur performance managériale.

4.1. Le Modèle

Le modèle de frontière stochastique de production estimé ici est celui de Battese et Coelli (1995) pour des données individuelles. Il est défini par deux équations. La première définit la frontière stochastique de production et la deuxième le modèle d'inefficience technique :

$$Y_i = f(X_i, \beta) \exp(V_i - U_i) \quad (1)$$
$$\mu_i = Z_i\delta \quad (2)$$

où Y_i dénote la production de ième exploitant agricole dans l'échantillon (i = 1, 2, …, n); X_i est un vecteur (1xk) des inputs utilisés par le ième exploitant agricole ; β est un vecteur (kx1) des paramètres à estimer. Les termes V_i représentent les termes d'erreurs aléatoires. Ils sont supposes indépendants et identiquement distribués selon $N(0, \sigma^2)$. Les termes U_i représentent les effets d'inefficience technique. Ils sont supposés indépendants et distribués selon une loi normale tronquée à zéro avec une moyenne μ_i et une variance σ_u^2 ($N(\mu_i, \sigma_u^2)$). Sous ces hypothèses que la moyenne des effets d'inefficience technique, μ_i, peut être exprimée comme suit : $\mu_i = Z_i\delta$; où Z_i est un vecteur des variables spécifiques aux exploitants agricoles qui sont censées d'influencer leur efficience technique, δ est un vecteur (mx1) des paramètres inconnus à estimer. L'indice d'efficience technique de ième exploitant agricole est donné par :$TE_i = \exp(-U) = Y_i / f(X_i, \beta) \exp(V_i)$ où Y_i est niveau de production observé et $f(X_i, \beta) \exp(V_i)$ est la frontière stochastique de production.

La frontière de production à estimer est la fonction Cobb-Douglas sous forme logarithmique :

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum \beta_k \ln X_{ki} + V_i - U_i. \quad (3)$$
$$\mu_i = \delta_0 + \sum \delta_k Z_{ki} +$$

où Y_i est la production des dattes par pied (ou le rendement): X_1 est la quantité d'eau d'irrigation appliquée par pied, X_2 est le facteur travail, X_3 est l'input phosphate, X_4 est le fertilisant fumier. Z_1, Z_2, …, Z_8 sont les caractéristiques spécifiques aux exploitants agricoles. La description de toutes ces variables d'output et d'inputs est donnée dans la table 2, alors que leurs statistiques descriptives sont présentées dans la table 3. Les Tables 2 et 3 présentent aussi des différentes variables spécifiques aux exploitants agricoles utilisées dans le modèle d'inefficience technique.

Initialement, la forme translog a été aussi considérée. Sur la base d'un test de rapport de vraisemblance, étant donné la spécification translog, la forme Cobb-Douglas a été trouvée d'être la représentation adéquate des données utilisées. Les paramètres du modèle de frontière stochastique de production (β_k) et ceux du modèle d'inefficience technique (δ_k) sont estimés simultanément par la méthode de maximum de vraisemblance en utilisant le programme FRONTIER version 4.1 (voir Coelli, 1994). Ce programme permet l'estimation des paramètres de la variance de la fonction de vraisemblance

en termes de $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ et $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$. Le paramètre γ permet de déterminer si la frontière de production est stochastique ou déterministe. Si la dernière spécification est retenue, la méthode des MCO est applicable. Le rejet de l'hypothèse, H_0 : $\gamma = 0$, implique l'existence d'une frontière stochastique de production.
Le modèle d'inefficience technique ne peut être estimé que si les effets d'inefficience technique, U_i, sont stochastiques et ils ont des propriétés distributionnelles particulières (Battese et Coelli, 1995). Ainsi, il est nécessaire de tester les hypothèses suivantes : (1) les effets d'inefficience technique ne sont pas stochastiques, H_0 : $\gamma = 0$; (2) les effets d'inefficience technique ne sont pas présents, H_0 : $\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \ldots = \delta_8 = 0$; (3) les facteurs spécifiques aux exploitants agricoles n'ont pas d'influence sur l'inefficience technique, ou autrement, les effets d'inefficience technique suivent une distribution normale tronquée, comme suggérée par Stevenson (1980), H_0 : $\delta_1 = \delta_2 = \ldots = \delta_8 = 0$; et (4) les effets d'inefficience technique suivent une distribution semi normale, qui est proposée par Aigner et al. (1977), H_0 : $\delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \ldots = \delta_8 = 0$.
Sous l'hypothèse H_0 : $\gamma = 0$, le modèle de frontière stochastique se réduit à une fonction traditionnelle où les variables explicatives du modèle d'inefficience technique sont incluses aussi dans la fonction de production. Toutes ces hypothèses sont testées en utilisant le rapport de vraisemblance donné par :

$$\lambda = -2\{\ln(L(H_0)) - \ln(L(H_1))\},$$

où $L(H_0)$ et $L(H_0)$ représentent respectivement les valeurs des fonctions de vraisemblance sous l'hypothèse nulle, H_0, et l'hypothèse alternative, H_1. Si l'hypothèse nulle, H_0, est vraie, λ suit approximativement une distribution de Khi deux ou une distribution de Khi deux mixte lorsque l'hypothèse nulle implique $\gamma = 0$ (Coelli, 1995).

4.2. Interprétation des résultats d'estimation

Les estimateurs de maximum de vraisemblance du modèle de frontière stochastique de production et ceux du modèle d'inefficience technique sont présentés dans la table 4. A l'exception du facteur travail, tous les autres coefficients du modèle de frontière stochastique sont statistiquement significativement de zéro avec moins de 8%. Tous les coefficients représentent des élasticités. Les signes des coefficients sont positives et conformes à la théorie économique. Le coefficient estimé d'eau d'irrigation est positif et statistiquement significatif avec un risque d'erreur de 8%. Sa valeur est de 0.147. Puisque ce coefficient représente l'élasticité production d'eau d'irrigation, on peut dire qu'une augmentation de 10% dans l'eau d'irrigation peut augmenter la production des dattes de 1.47%. Ce résultat est relativement raisonnable. La valeur de l'élasticité prix de la demande d'eau d'irrigation est estimée à -1.172. Une augmentation de 10% dans le prix d'eau d'irrigation réduit la quantité d'eau d'irrigation appliquée de 11.72%. Ainsi la tarification de l'eau d'irrigation peut être utilisée comme un moyen de conservation de la ressource en eau. Les deux fertilisants fumier et phosphate sont significatifs avec un risque d'erreur de 5%. Le facteur travail n'est pas significatif à cause peut être de la mauvaise spécification de la variable.
Comme montré dans la table 4, la valeur de la variance γ (0.747) et son niveau de signification ($P<0.01$), suggèrent que les effets d'inefficience

technique sont largement significatifs dans l'explication du niveau et de variation dans le rendements des dattes. Ainsi, la fonction de production traditionnelle des MCO, sans effets d'inefficience technique, n'est pas la bonne représentation des données utilisées dans ce travail. Les rapports de vraisemblance des différents tests impliquant des restrictions sur le paramètre γ et les coefficients δ du modèle d'inefficience technique, sont présentés dans la table 5. La première et la deuxième hypothèses qui supposent que les effets d'inefficience technique ne sont pas stochastiques et que les effets d'efficience technique ne sont pas présents sont rejetées. Etant donné les hypothèses associées au modèle de la frontière stochastique de production avec effets d'inefficience technique, le rejet des troisième et quatrième hypothèses suggère que le modèle à erreurs composées standard n'est pas approprié pour une distribution semi normale et une distribution normale tronquée des effets d'inefficience technique.

Ces résultats indiquent aussi que les variables spécifiques aux exploitants agricoles incluses dans le modèle d'inefficience technique expliquent ensemble l'inefficience technique dans la production des dattes. Cependant au niveau de significativité individuelle, seulement trois coefficients sont significatifs. L'indice d'efficience technique des exploitants agricoles est influencé principalement par la qualité de l'eau d'irrigation, la taille des superficies irriguées et le nombre des parcelles. La qualité de l'eau a un impact positif (négatif) sur l'efficience (inefficience) technique et son coefficient est statistiquement significatif avec un risque d'erreur de 1%. Si le degré de salinité augmente, l'exploitant agricole devient de plus en plus inefficient. La variable « taille des superficies irriguées » affecte négativement (positivement) l'inefficience (l'efficience) technique et elle est significative avec un risque d'erreur de 5%. Cela signifie que les exploitants agricoles possédant des superficies irriguées plus élevées sont techniquement plus efficients. Le coefficient de la variable « nombre des parcelles » est positif et statistiquement significatif avec un risque d'erreur de 5%. Plus le nombre des parcelles augmente, plus l'exploitant agricole devient de plus en plus inefficient. Ces résultats sont attendus et plausibles. Les signes des coefficients de la variable « âge » et de la variable dummy « niveau d'éducation » sont attendus mais non significatifs. Plus l'exploitant agricole devient âgé, plus il devient moins inefficient. De même, un exploitant agricole mieux éduqué est plus efficient qu'un autre moins éduqué. Cependant, les coefficients des variables « expérience », « qualité de terre » et « taille de la famille » ont des signes inattendus mais non significatifs.

Table 2. Description d'output, des inputs et des variables spécifiques aux exploitants agricoles

Les variables	Description
L'output (Y)	La production des dattes, kg/pied
Les inputs L'eau d'irrigation (X_1) Le travail (X_2) Le phosphate (X_3) Le fumier (X_4)	 la quantité d'eau d'irrigation appliquée, m^3/ pied nombre total des jours de travail par an et par pied. La quantité de phosphate utilisée, kg/ pied La quantité de fumier utilisée, t/ pied Qualité d'eau d'irrigation, g/l.
Les variables spécifiques aux exploitants agricoles Variable dummy de qualité d'eau (Z_1) La taille de l'exploitant agricole (Z_2) Age (Z_3) Variable dummy d'éducation (Z_4) Expérience (Z_5) Nombre des parcelles de l'exploitant agricole (Z_6) Variable dummy de la qualité du sol (Z_7) La taille de la famille (Z_8)	 Elle prend 1 si le degré de salinité est inférieur à 3g/l, et 0 autrement. La superficie totale irriguée de l'exploitant agricole, ares. Age, nombre d'années Elle prend 1 si le nombre d'années d'éducation de l'exploitant agricole est inférieur à 7, et 0 autrement. L'expérience de l'exploitant agricole dans la production des dattes, nombre d'années. Nombre total des parcelles irriguées de l'exploitant agricole dans le GIC enquêté Elle prend la valeur 1 si la qualité de la terre est bonne, 0 autrement. Nombre des membres de ménage

Table 3. Les statistiques descriptives d'output, des inputs et des variables spécifiques aux exploitants agricoles

Variables	Moyenne	Minimum	Maximum	Écart type
Output, kg/pied	24.132	2.377	80	15.873
Inputs				
Eau d'irrigation, m^3/pied	147.005	0	2332.8	211.128
travail, nombre des jours de travail par an et par pied.	2.437	0	39	3.818
Phosphate, kg/pied	1.672	0	83.333	7.306
Fumier, t/pied	0.051	0	0.6	0.065
Variables spécifiques aux exploitants agricoles				
Variable dummy de qualité d'eau	0.304	0	1	0.461
La taille de l'exploitant agricole	88.450	0.15	1000	120.594
Age	59.239	21	100	14.922
Variable dummy d'éducation	0.768	0	1	0.423
Expérience	29.688	1	70	15.525
Nombre des parcelles de l'exploitant agricole	2.152	1	22	2.194
Variable dummy de la qualité du sol	0.565	0	1	0.497
La taille de la famille	7.217	1	23	3.122

Table 4. Les résultats d'estimation du Maximum de Vraisemblance du modèle de frontière stochastique de production avec inefficience technique

Modèle de frontière stochastique	Les paramètres	Les coefficients	Les t de Student
La constante	β_0	2.879	5.595
$Ln(X_1)$	β_1	0.147	1.784
$Ln(X_2)$	β_2	0.029	0.430
$Ln(X_3)$	β_3	0.054	2.416
$Ln(X_4)$	β_4	0.268	3.068
Modèle d'inefficience technique			
La constante	δ_0	-0.245	-0.255
Z_1	δ_1	-1.086	-3.012
Z_2	δ_2	-0.0108	-2.304
Z_3	δ_3	-0.00104	-0.085
Z_4	δ_4	0.258	0.663
Z_5	δ_5	0.00856	0.662
Z_6	δ_6	0.269	2.418
Z_7	δ_7	0.144	0.617
Z_8	δ_8	0.0141	0.278
Les variances			
	σ^2	0.578	3.649
	γ	0.747	4.995
Ln (vraisemblance)		-105.268	……..

Table 5. Les résultats des tests de rapport de Vraisemblance

Hypothèses nulles	Valeur de log(vraisemblance)	Statistique du test (λ)	Valeur critique ($X^2_{0.95}$)	Décision
$\gamma = 0$	-124.0046	37.473	5.138	Rejeter H_0
$\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \ldots = \delta_8 = 0$	-124.0046	37.473	17.67	Rejeter H_0
$\delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \ldots = \delta_8 = 0$	-119.6343	28.732	16.9	Rejeter H_0
$\delta_1 = \delta_2 = \ldots = \delta_8 = 0$	-118.4099	26.283	15.5	Rejeter H_0

4.3. Les indices d'efficience technique estimés

Les statistiques descriptives des indices d'efficience technique estimés des exploitants agricoles publics (du système GIC) de la région de Nefzaoua sont donnés dans la table 7. La valeur moyenne des indices d'efficience technique est estimée à 0.653, en variant de 0.094 à 0.937. Ceci indique que le niveau de production peut être augmenté en moyenne par 34.7% avec les mêmes quantités d'inputs utilisées. La moitié des exploitants agricoles ont un niveau d'efficience technique dépassant 68.9%. Presque 103 exploitants agricoles (74.64%) ont un niveau d'efficience inférieur à 0.8. Presque 66.67% des exploitants agricoles ont un niveau d'efficience supérieur ou égal à 0.6. En résumé, ces résultats ne sont pas différents des résultats trouvés dans d'autres études agricoles dans certains pays en développement.

Etant donné que la majorité des pauvres vit dans les zones rurales et dépend pour son existence de l'agriculture, l'apaisement de la souffrance de ces populations doit nécessairement passer par l'amélioration de la productivité agricole et de l'efficience technique des exploitants agricoles.

Table 6. La distribution des indices d'efficience technique

Valeurs	effectifs	fréquences	Effectifs cumulés	Fréquences cumulées
[0, 0.2[	2	1.45	2	1.45
[0.2, 0.4[	13	9.42	15	10.87
[0.4, 0.6[	31	22.46	46	33.33
[0.6, 0.8[	57	41.3	103	74.64
[0.8, 1[	35	25.36	138	100

Table 7. Les statistiques descriptives des indices d'efficience technique

Moyenne	0.653
Médiane	0.689
Maximum	0.937
Minimum	0.094
Écart type	0.189

5. Estimation des effets fixes des GICs en utilisant des données de panel

On considère maintenant les méthodes d'estimation dans le contexte des données de panel. On suppose ici que l'effet de chaque GIC (groupement à intérêt collectif) est le même pour tous les exploitants agricoles. Dans ce contexte, le modèle des données de panel de la fonction de production est le suivant:

$$\ln Y_{ig} = b_0 + \sum b_k \ln X_{kig} + \alpha_g + \varepsilon_{ig} \qquad (8)$$

où l'indice i indique l'exploitant agricole (i=1, 2, …, N) et g indique le GIC (g=1, 2, …, G). Y est la variable d'output et X_k sont les variables d'inputs, b_k sont les paramètres à estimer; α_g et ε_{ig} sont des variables aléatoires. Les coefficients α_g représentent l'effet de chaque GIC. ε_{ig} sont des termes aléatoires représentant des effets exogènes qui ne sont pas sous le contrôle des exploitants agricoles.
Les hypothèses de distribution des termes aléatoires de l'équation (8) sont:

(i) $\varepsilon_{ig} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$;
(ii) α_g est une valeur non positive de la variable $N(0, \sigma_\alpha^2)$;
(iii) ε_{ig} et α_g sont indépendants;
(iv) les inputs X_k et les paramètres représentant les effets des GICs, α_g, sont supposés indépendants.

On estime ici le modèle donné par l'équation (8) en supposant que les effets α_g sont fixes puis aléatoires.

5.1. Le modèle à effets fixes

L'estimation du modèle à effets fixes permet à α_q de varier à travers les individus (représentés ici par les GICs) en estimant une constante pour chaque GIC. Les effets fixes sont calculés par la soustraction de la moyenne "within" de chaque variable et l'estimation par les MCO en utilisant les données transformées :

$$\ln y_g - \ln \overline{y_g} = \mu_g + \sum_k b_k (\ln x_{kg} - \ln \overline{x_{kg}}) + (\varepsilon_g - \overline{\varepsilon_g}) \qquad (9)$$

où $\overline{y_g} = \sum_i y_{ig}/G; \overline{x_g} = \sum_i x_{ig}/G; \overline{\varepsilon_g} = \sum_i \varepsilon_{ig}/G; and \mu_g = b_0 - \alpha_g$.

La matrice variances covariances des coefficients estimés est donnée par formule habituelle de matrice variances covariances des estimateurs des MCO du modèle différencié de la moyenne:

$$\mathrm{var}(b_{FE}) = \sigma_W^2 (\widetilde{X}'\widetilde{X})^{-1}$$

où $\widetilde{X}$ représente la variable X différencié de la moyenne, et $\sigma_W^2 = \frac{e'_{FE} e_{FE}}{NG - N - G}$

où $e'_{FE} e_{FE}$ est la SCR du modèle à effets fixes. Même si le panel n'est pas cylindré, NG est remplacé par le nombre total d'observations en excluant les valeurs manquantes. Les résultats d'estimation de la méthode within sont donnés dans la table 7 en deuxième colonne. Toutes les signes des

coefficients sont positives comme prévu. Les élasticités d'eau d'irrigation et de phosphate sont statistiquement significatives. Les effets fixes qui représentent la variabilité entre tous les GICs sont positifs. Leurs valeurs dépendent principalement du degré de salinité de l'eau d'irrigation dans chaque GIC. Le GIC (Tifout) ayant le degré de salinité le plus faible a un coefficient d'effet fixe le plus élevé (1.751). Le GIC (Hsay) ayant le degré de salinité le plus élevé, a un coefficient d'effet fixe le plus faible (0.598).

Table 7. Résultats d'estimation des modèles des données de panel

Paramètres	méthode Within	méthode GLS
Constante	-	1.052 (2.028)
Eau d'irrigation	0.319 (3.091)	0.346 (3.462)
Travail	0.081 (0.943)	0.115 (1.408)
Fumier	1.597 (1.112)	-
Phosphate	0.206 (2.324)	0.226 (2.606)
α_1	1.751	0.581
α_2	1.191	0.055
α_3	0.598	-0.503
α_4	1.300	0.158
α_5	1.222	0.089
R^2	0.453	0.438

Les nombres entre parenthèses les statistiques de Student .

5.2. Le modèle à effets aléatoires

Le modèle à effets aléatoires suppose que les termes α_q sont une variable aléatoire qui n'est pas corrélée avec les résidus ε_{ig}. Ce modèle est estimé en suivant les étapes suivantes :

(i) Utiliser les résidus e_{FE} du modèle à effets fixes pour estimer la variance de ε_{ig} en utilisant σ_W^2 comme décrit auparavant.

(ii) Estimer le modèle du groupe inter (cross-sectional mean) et calculer:
$\sigma_W^2/G= e_B'e_B/G-K$, $\sigma_\alpha^2=(\sigma_B^2- \sigma_W^2)/N$
où $e_B'e_B$ est la SCR de la régression between.

(iii) Appliquer la méthode des MCO au modèle GLS transformé (la matrice X contient la constante et les régresseurs x) pour obtenir les paramètres estimés de b, les écarts types estimés et les valeurs des effets aléatoires :
$\ln y^*_{ig}= \ln y_{ig} -\lambda \ln y_g$, $\ln X^*_{ig}= \ln X_{ig} -\lambda \ln X_g$, (10)
où λ (estimé)=1- σ_W /σ_B.
les valeurs estimées des effets aléatoires sont calculées en utilisant la formule suivante :
$\alpha_i= (\sigma_\alpha^2/\sigma_B^2)\sum(\ln y_{ig} - \ln X_{ig} b_{RE})$,

Les résultats d'estimation de la méthode GLS sont donnés dans la table 7 en troisième colonne. Dans cette spécification, on estime le modèle avec seulement trois variables explicatives. On a éliminé la variable fumier du modèle pour des raisons méthodologiques (le nombre des variables explicatives ne doit pas excéder le nombre des GICs). Ces résultats d'estimation sont les mêmes que du modèle à effets fixes. Les effets aléatoires sont tous positifs sauf celui du Hsay. Leurs valeurs dépendent négativement du degré de salinité d'eau d'irrigation. Le GIC, avec un degré de salinité le plus faible (Tifout), a l'effet aléatoire le plus élevé (0.581). Le GIC, avec un degré de salinité le plus élevé (Hsay), a l'effet aléatoire le plus faible (-0.503).

6. Conclusion

La disponibilité en eau d'irrigation reste le facteur limitant essentiel au maintien de l'équilibre du système de production des dattes. Ce facteur doit être abordé de deux manières différentes mais complémentaires : les ressources proprement dites, et la façon de les utiliser (la gestion de l'eau). L'évaluation des ressources n'apporte qu'une solution partielle au problème des ressources en eau au sud tunisien. Déjà la Tunisie a trop investi dans ce domaine ; le taux de mobilisation a atteint presque 80%. L'économie de l'eau et la maîtrise des techniques d'utilisation de cette eau par les exploitants agricoles semblent être des questions beaucoup plus importantes et beaucoup plus délicates que celles des disponibilités elles-mêmes. Ces questions ne peuvent être résolues même en partie que par la tarification de la ressource au coût marginal et l'amélioration de l'efficience technique des exploitants agricoles. Un système de tarification qui incarne avec fidélité la valeur réelle des ressources en eau devrait sensibiliser les usagers à mieux rationaliser l'exploitation et minimiser le gaspillage. Il est un moyen de conservation de la ressource. En fait, on a trouvé dans ce travail qu'une augmentation de 10% dans le prix d'eau d'irrigation peut réduire sa demande de 11.72%.

Déjà la surexploitation des ressources en eau du Sud a causé la salinisation. Les résultats d'estimation de la frontière stochastique de production et du modèle d'inefficience technique ont montré que l'effet salinisation affecte négativement l'efficience technique des exploitants agricoles et par suite leur rendement. De même, l'estimation des modèles des données de panel a montré l'effet GIC sur la production devient négatif lorsque le degré de salinité augmente. Ceci implique que la salinisation affecte négativement la production et surtout la qualité des dattes. Nous avons constaté ce résultat même en faisant l'enquête.

Les critères d'efficience économique peuvent jouer un rôle prépondérant dans l'optimisation et la rationalisation de l'allocation de ces ressources en eau. Les performances productives des exploitants agricoles peuvent se substituer et résoudre en partie les problèmes de manque d'eau. En fait, les résultats d'estimation ont montré que les productivités agricoles peuvent être améliorées par l'amélioration de l'efficience technique des exploitants agricoles par en moyenne de 34.7% tout en maintenant les mêmes quantités d'inputs utilisées.

Références bibliographiques

Aigner D.J., Lovell C.A.K. et Schmidt P., 1977; Formulation and estimation of stochastic frontier production models, Journal of Econometrics, 6, pp.21-37.

Babin F., Willis C., Allen P., 1982; Estimation of substitution possibilities between water and other production inputs; American Journal of Agricultural Economics 64, 1, 148-151.

Bakhshoodeh M., et Thomson K.J., 2001; Input and output technical efficiencies of wheat production in Kerman, Iran; Agricultural economics, 24, pp. 307-313.

Battese G.E., 1992; Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical application in agricultural economics; Agricultural economics, 7, pp. 185-208.

Battese G.E., et Coelli T.J., 1995; A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data; Empirical Economics, 20, pp. 325-….

Fare R., et Lovell C.A.K., 1978; Measurement the technical efficiency of production; Journal of Economic Theory, 19, pp.150-162.

Hausman J.A. et Taylor W.E., 1981; Panel data and unobservable individual effects; Econometrica, 49, pp. 1377-1398.

Hsiao C., 1986; Analysis of panel data; Econometric society monographs, Cambridge, Cambridge University Press.

Jondrow J., Lovell C.A.K., Materov I.S., Schmidt P., 1982; On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model; Journal of Economics, 19, 233-238.

Khem R.S., Naresh C.P., PingSun L., 2001; Stochastic frontier approach to measuring irrigation performance: An application to rice production under two systems in the Tarai of Nepal; Water Resources Research, vol.37, n°7, 2009-2018.

Kopp, R.J., 1981; The measurement of productive efficiency: a reconsideration; Quarterly Journal of Economics, 96, pp. 477-503.

Kumbhakar S.C., 1987. The specification of technical and allocative inefficiency in stochastic production and profit frontiers; Journal of Econometrics, 34, 335-348.

Lasram Mustafa, 1990; les systèmes agricoles oasiens dans le sud de la Tunisie ; Options méditerranéennes, n°21, pp. 21-27.

McGuckin J.T., Gollehon N., Ghosh S., 1992; Water conservation in irrigated agriculture: A stochastic production frontier model; Water Resources Research, vol.28, n°2, 305-312.

Meeusen W., J. van den Broeck, 1977; Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed errors; International Economic Review, 18, 435-444.

Rhouma A., 1995; Le palmier dattier en Tunisie: un secteur en pleine expansion; Centre de recherches phoenicicoles de l'INRAT, Degache, Tunisie.

Russell N.P., Young T., 1983; Frontier production functions and the measurement of technical efficiency; Journal of Agricultural Economics, 34, 139-149.

Schmidt P., 1985-1986; Frontier production functions, Econometric Reviews, 4, pp. 289-328.

Schmidt P. and Sickles R., 1984; Production frontiers and panel data; Journal of Business and Economic Statistics, 4, pp. 367-374.