

Mesure de l'efficience d'utilisation de l'eau d'irrigation dans les exploitations agrumicoles du Gharb avec un Modèle de Production Frontière Stochastique

Chetto A.

abdelaziz.chetto@inra.ma

INRA/CRRA-Kenitra, Km 9 Kenitra-Nord, BP 257 Kenitra principale, Maroc.

Résumé

Le Maroc est parmi les pays où l'eau constitue un enjeu majeur et une situation à risque en raison de la demande croissante et des incertitudes liées à l'approvisionnement à cause des changements climatiques. Après le lancement du « Plan Maroc Vert » en avril 2008, un « Programme National d'Economie d'Eau en Irrigation (PNEEI) » a été déclaré en 2009 avec un objectif ambitieux visant une économie d'eau allant de 20 à 50% du volume mobilisé, une augmentation des rendements des cultures de 10 à 100% par rapport à 2008 et un doublement de la valeur ajoutée par m³ d'eau en passant de 2,6 DH/m³ à 5,6 DH/m³. Comme les sources de pertes d'eau et de rendement identifiées par le PNEEI se situent essentiellement au niveau de son utilisation à la parcelle, le succès de cette stratégie reste conditionné par la gestion durable de la ressource via l'amélioration de l'efficience et de la productivité de son utilisation à la parcelle. En utilisant les données de 48 exploitations agrumicoles de la zone du Gharb, la présente étude applique la méthodologie de la Frontière de Production Stochastique (FPS) pour estimer l'efficience technique globale et l'efficience d'utilisation de l'eau d'irrigation de ces exploitations. Les résultats obtenus indiquent que l'efficience technique moyenne de l'échantillon est de 87,2%, tandis que l'efficience moyenne d'utilisation de l'eau d'irrigation est de 71,2%. Cela signifie qu'une augmentation moyenne de 12,8% du rendement des agrumes, équivalente à 3,408 T/ha, est possible avec l'état actuel de la technologie disponible et les niveaux d'inputs utilisés. De même, le rendement moyen observé qui est de 34,373 T/ha aurait pu être maintenu tout en réduisant la consommation de l'eau d'irrigation de 28,8% en moyenne et que les économies potentielles de coûts pouvant être obtenues en ajustant l'eau d'irrigation à son niveau efficient seraient de 6,2% en moyenne.

Mots clés : Agrumes, Efficience technique, Efficience d'Utilisation d'Eau d'Irrigation Fonction de Production Frontière stochastique, Pertes de production, gaspillage d'eau, Maroc.

Measuring the Efficiency of Irrigation Water Use in Gharb Citrus Farms with a Stochastic Frontier Production Model

Abstract

Morocco is among the countries where water is a major issue and a risky situation due to growing demand and supply-related uncertainties due to climate change. After the launch of the "Green Morocco Plan" in April 2008, a "National Program for Water Saving in Irrigation (PNEEI)" was declared in 2009 with an ambitious objective aiming at a water saving going from 20 to 50% of the volume mobilized, an increase in crop yields from 10 to 100% compared to 2008 and a doubling of the added value per m³ of water from 2.6 DH/m³ to 5.6 DH/m³. As the sources of water loss and yield identified by the PNEEI are essentially at the level of its use on the plot, the success of this strategy remains conditioned by the sustainable management of the resource through the improvement of the efficiency and the productivity of its use on the plot. Using data from 48 citrus farms in the Gharb area, this study applies the Stochastic Production Frontier (FPS) methodology to estimate overall technical efficiency and the efficiency of use of irrigation water of these farms. The results obtained indicate that the average technical efficiency of the sample is 87.2%, while the average efficiency of the irrigation water use is 71.2%. This means that an average 12.8% increase in citrus yield, equivalent to 3.408 T/ha, is possible with the current state of the technology available and the input levels used. Likewise, the observed average yield of 34.373 T/ha could have been maintained while reducing the consumption of irrigation water by 28.8% on average and the potential cost savings that can be obtained by adjusting the irrigation water at its efficient level would be 6.2% on average.

Keywords : Citrus, Technical efficiency, Irrigation Water Use efficiency, Stochastic frontier Production Function, Losses of production, Waste water, Morocco.

قياس كفاءة استخدام مياه الري في مزارع الحمضيات في الغرب باستخدام نموذج الإنتاج الحدودي العشوائي

شطو عبد العزيز

ملخص:

يعتبر المغرب من بين البلدان التي أصبح فيها الماء مشكلة رئيسية وخطيرة بسبب تنامي الطلب عليه وعدم اليقين على توفرها بسبب التغيرات المناخية. بعد إطلاق "خطة المغرب الأخضر" في أبريل 2008، تم الإعلان عن "البرنامج الوطني لاقتصاد مياه الري" (PNEEI) في عام 2009 بهدف طموح هو تحقيق اقتصاد في المياه يتراوح بين 20 إلى 50٪ من الحجم المعبأ، زيادة في مردودية المحاصيل الزراعية بنسبة 10 إلى 100٪ مقارنة مع سنة 2008 ومضاعفة القيمة المضافة للمتر المكعب من الماء وذلك بالانتقال من 2.6 درهم/م³ إلى 5.6 درهم/م³. وبما أن مصادر خسائر المياه والمردودية التي حددها PNEEI تقع بشكل أساسي على مستوى استخدامه في المزارع، فإن نجاح هذه الاستراتيجية يبقى مرهونا بالإدارة المستدامة للمورد من خلال تحسين كفاءة وإنتاجية استخدامه على الرقعة الأرضية. باستخدام معطيات 48 مزرعة حمضيات في منطقة الغرب، تطبق هذه الدراسة منهجية حدود الإنتاج العشوائي (FPS) لتقدير الكفاءة الفنية الشاملة وكفاءة استخدام مياه الري في هذه الاستغلاليات. تشير النتائج التي تم الحصول عليها إلى أن متوسط الكفاءة الفنية للعينة هو 87.2٪، بينما يبلغ متوسط كفاءة استخدام مياه الري 71.2٪. وهذا يعني أن متوسط زيادة إنتاج الحمضيات بنسبة 12.8٪، وهو ما يعادل 3.408 طن/هكتار، ممكن مع الحالة الراهنة للتكنولوجيا المتاحة ومستويات المدخلات المستخدمة. وبالمثل، كان من الممكن الحفاظ على متوسط المردود الملاحظ وهو 34.373 طنًا/هكتار مع تقليل استهلاك مياه الري بنسبة 28.8٪ في المتوسط، والادخارات المحتملة في التكاليف التي يمكن الحصول عليها عن طريق تعديل مياه الري بمستواها الفعال ستكون 6.2٪ في المتوسط.

الكلمات المفتاحية: الحمضيات، الكفاءة الفنية، كفاءة استخدام مياه الري، دالة الإنتاج الحدودي العشوائي، خسائر الإنتاج، هدر المياه، المغرب.

Introduction

Le Maroc est parmi les pays où l'eau constitue un enjeu majeur et une situation à risque pour le développement économique et social, en raison de la demande croissante sur la ressource et des incertitudes liées à l'approvisionnement à cause des changements climatiques. La voracité hydrique des ménages (eau potable), la demande grandissante des secteurs économiques (agriculture, tourisme, industrie, etc.) et la pénurie d'eau au Maroc ne sont plus à démontrer. Les données statistiques de la FAO et de l'ONU confirment que le Maroc est déjà considéré en état de stress hydrique avec seulement 500 m³ d'eau par habitant contre 2500 m³ en 1960 (El Maaroufi, 2004 ; Arrifi, 2009 ; Maazouz, 2016 ; Tohry, 2018).

Le phénomène de limitation et de raréfaction des ressources hydriques au Maroc nous interpelle tous (chercheurs, développeurs, conseillers agricoles et tout utilisateur de la ressource) à œuvrer dans le sens d'une gestion rigoureuse de l'eau disponible, car cette ressource vitale ne pourrait être synonyme de pérennité et de progrès que lorsqu'elle est contrôlée et gérée de façon raisonnée. Depuis son indépendance, le Maroc a concentré ses efforts sur la collecte des eaux de surfaces (gestion de l'offre) tout en négligeant l'utilisation faite de cette ressource (gestion de la demande) (Arrifi, 2009). Avec la tendance baissière de l'évolution des disponibilités en eau au Maroc, il faut désormais substituer à la gestion passée de l'offre celle de la demande à travers la mise en œuvre d'une politique basée d'abord sur l'économie d'eau et son utilisation efficiente.

Après le lancement du « Plan Maroc Vert » en avril 2008 et afin de soutenir ce nouveau plan agricole en faisant face à la fois au phénomène de la raréfaction des ressources en eau et aux exigences de développement d'une agriculture plus productive, plus compétitive et durable, le Département de l'Agriculture a dévoilé en 2009 un « Programme National d'Economie d'Eau en Irrigation (PNEEI) » qui cible une rationalisation de l'utilisation de l'eau d'irrigation et une mobilisation efficace et efficiente de cette ressource. Plus précisément, le PNEEI vise ambitieusement une économie d'eau allant de 20 à 50% du volume mobilisé, une augmentation des rendements des cultures de 10 à 100% par rapport à 2008 et un doublement de la valeur ajoutée par m³ d'eau en passant de 2,6 DH/m³ à 5,6 DH/m³ (Sinan-EHTP, 2012). Comme les sources de pertes de l'eau et de rendement identifiées par le PNEEI se situent au niveau des retenues, du transport, de la distribution et surtout au niveau de son utilisation à la parcelle où elles sont alarmantes (Arrifi, 2010 ; FAO, 2015 ; MAPM, 2015), donc le succès de cette nouvelle stratégie d'eau est conditionné par la gestion durable de la ressource via l'amélioration de l'efficacité et de la productivité de son utilisation à la parcelle.

L'amélioration de l'efficacité technique d'un facteur donné ou d'un ensemble de facteurs de production est d'une importance capitale en développement. En effet, le gain d'efficacité dans l'utilisation de l'eau d'irrigation peut se traduire par une économie importante en volume de cette ressource, et peut réduire sensiblement les coûts de l'irrigation. Selon Ali (2018), le petit gain d'efficacité en eau réalisé dans le cadre de AIPA¹ (2010), et qui n'est que de 4,6%, a permis de répondre à la demande annuelle totale en eau de toutes les municipalités du bassin-sud de la rivière Saskatchewan (cité par Ali, 2018).

¹ : AIPA: Alberta Irrigation Projects Association (in Canada).

L'objectif principal du présent travail est d'estimer, pour un échantillon d'exploitations agrumicoles de la zone du Gharb, l'efficacité de l'utilisation de l'eau d'irrigation (EUEI), conformément au concept d'*efficacité technique orientée-input à facteur unique*, définie par Kopp (1981), en utilisant l'approche de la Fonction de Production Frontière Stochastique (PFS) intégrant le modèle d'inefficacité technique des producteurs.

Cadre théorique de l'analyse

Selon Farrell (1957), l'*efficacité technique* (ET) résulte de la possibilité d'éviter du gaspillage dans le processus de production. Elle reflète l'aptitude d'une unité de décision à produire le maximum d'output possible à partir d'une combinaison d'inputs et d'une technologie de production données (définition d'*ET orientée-output*), ou réciproquement, son aptitude à réaliser un niveau d'output donné à partir des plus petites quantités d'inputs possibles (définition d'*ET orientée-input*). Cela veut dire qu'on ne peut considérer une entreprise comme *techniquement efficace* que si, pour les niveaux d'inputs utilisés et d'outputs produits, il est impossible à cette entreprise d'augmenter la quantité d'un output sans augmenter la quantité d'un ou plusieurs inputs ou de réduire la quantité d'un autre output. De ce fait, l'entreprise "*techniquement efficace*" doit se situer sur la *frontière de production* (Atkinson and Cornwell, 1994 ; Lesueur et Plane, 1995 ; Diagne, 2006 ; Borodak, 2007). On déduit de cette définition que l'*inefficacité technique* correspond soit à une production inférieure à ce qui est techniquement possible à partir d'une quantité d'inputs et d'une technologie données, soit à l'utilisation de quantités d'inputs au-dessus du nécessaire pour la production d'un niveau d'output donné (Coelli, 1996a ; Kamgna et Dimou, 2008).

La notion d'Efficacité d'Utilisation de l'Eau d'Irrigation (EUEI) peut être vue comme une légère modification de l'ET orientée-input de Farrell (1957). Pratiquement, cette dernière mesure d'efficacité ne permet pas d'identifier l'utilisation efficace d'inputs individuels car il s'agit d'une efficacité technique orientée-input de nature *radiale*. Autrement dit, il s'agit d'une mesure basée sur une réduction proportionnelle de tous les inputs mis en œuvre dans le processus de production de l'output. Kopp (1981) a proposé une mesure de l'efficacité technique orientée-input où l'on peut tenir compte uniquement un seul input variable (ou sous-vecteur d'inputs variables) au sein d'un ensemble d'inputs utilisés pour la production de l'output. Cette mesure est basée sur la notion *non-radiale* de l'efficacité technique spécifique à l'input. La mesure de l'ET orientée-input à facteur unique de Kopp (1981) fait référence à la capacité d'une exploitation à réduire sa consommation d'eau pour produire un niveau d'output donné avec la technologie de production disponible sans modifier les niveaux des autres inputs mis en jeu. Cette efficacité est particulièrement définie comme le ratio entre le minimum possible du facteur unique et les niveaux observés des outputs et de l'input.

Dans la littérature de l'efficacité d'utilisation de l'eau d'irrigation, on rencontre une multitude de méthodologies appliquées pour son estimation. La grande majorité de ces méthodes est généralement classée en approches paramétriques et non paramétriques. L'approche non paramétrique suit généralement la technique d'Analyse d'Enveloppement de Données (AED ou DEA²) avec des modèles de programmation mathématiques (Caves and al., 1982 ; Färe and al., 1990, 1992, 1994; Diaz and al., 2004; Coelli and al., 2005; Tipi and Rehber, 2006 ; Cooper and al., 2007;

² : DEA : Data Envelopment Analysis

Speelman and al., 2007 ; Lilienfeld and Asmild 2007 ; Coelli, 1996b ; Frija and al., 2009; Wang, 2010; Njiraini, 2011 ; Veettil and al., 2011 ; Chebil and al., 2010, 2014 ; Ali and Klein, 2014; Gadanakis and al., 2015; Chemak and al., 2018).

L'avantage de l'approche non paramétrique c'est qu'elle ne nécessite aucune forme fonctionnelle de la frontière de production. Mais son principal inconvénient réside dans le fait qu'elle ne permet pas de distinguer les deux sources d'inefficience possibles à savoir : celle due à des facteurs aléatoires non contrôlables par les décideurs tels que les aléas climatiques et les erreurs de mesures et celle due à des facteurs contrôlables comme l'insuffisance des compétences techniques et managériales des unités de production.

En revanche, l'approche paramétrique, communément connue sous le nom de méthodologie de la Fonction de Production Frontière Stochastique ³, utilise habituellement des modèles économétriques avec une composante d'erreur constituée de deux parties : l'une pour tenir compte des bruits aléatoires et l'autre pour refléter l'inefficience managériale (Aigner and al. 1977; Meeusen and van den Broeck 1977; McGuckin and al., 1992 ; Reinhard and al., 1999 ; Karagiannis and al., 2003 ; Dhehibi and al., 2007a, 2007b ; Dhehibi, 2010 ; Tang and al., 2014 ; Darku and al., 2016 ; Zhou et al., 2017 ; Ali, 2018). Cette approche permet, donc, de pallier aux faiblesses des modèles DEA en séparant efficacement les deux sources d'inefficience. Cependant, il faut toujours spécifier clairement la forme fonctionnelle de la frontière de production. Selon Reinhard and al. (1999), les applications empiriques adoptent généralement une fonction de production *Translog* qui est une fonction très générale permettant de tester l'adéquation ou la pertinence de spécifications de fonctions de production alternatives, telles que la fonction de production Cobb-Douglas. Selon Karagiannis and al. (2003), la formulation générale d'une fonction de production frontière stochastique pour les données de panel peut être présentée comme suit :

$$y_{it} = f(x_{it}, w_{it}; \beta) e^{\varepsilon_{it} \equiv v_{it} - u_{it}} \quad (1)$$

où, y_{it} représente le niveau de production de l'exploitation i observé à la période t ; $f(x_{it}, w_{it}; \beta)$ représente une fonction appropriée de l'eau d'irrigation w_{it} et d'un autre vecteur d'inputs x_{it} qui sont utilisés pour produire l'output y_{it} par l' $i^{\text{ème}}$ exploitation à la $t^{\text{ème}}$ période ; β est le vecteur de paramètres technologiques inconnus de la fonction de production qu'il faut estimer. ε_{it} est un terme d'erreur composée constitué d'un premier terme d'erreur symétrique, indépendant et identiquement distribué, $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ représentant tous les facteurs aléatoires, les erreurs de mesure et les variables omises, et d'un deuxième terme d'erreur unilatéral non-négatif, $u_{it} \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$, représentant les facteurs d'inefficience de gestion des exploitations qui empêchent l'output y d'atteindre sa frontière. L'efficience technique orientée-output de ce modèle peut être estimée comme étant $ET^o_{it} = e^{-u_{it}}$ (Kumbhakar and Lovell, 2000), tandis que l'efficience technique orientée-input peut être estimée comme étant $ET^I_{it} = \theta_{it}$, où θ_{it} est la proportion de laquelle tous les inputs peuvent être réduits, de sorte que u_{it} dans le modèle (1) devient nul, c'est-à-dire que le modèle (1) se transforme en $y_{it} = f(\theta_{it}x_{it}, \theta_{it}w_{it}; \beta) e^{\varepsilon_{it} \equiv v_{it}}$ (Atkinson and Cornwell, 1994; Reinhard and al., 1999). Compte tenu de la stricte monotonie, les deux mesures donnent le même classement mais dans une magnitude différente des scores d'efficience. ET^o_{it} est supérieur, égal ou inférieur à ET^I_{it} lorsque les rendements d'échelle sont décroissants, constants ou croissants, respectivement (Färe and Lovell, 1978).

³ : SPF : Stochastic Production Frontier

Karagiannis and al. (2003) ont soulevé que le principal inconvénient de cette mesure d'efficacité technique orientée-input est que ET_{it} n'est pas capable d'identifier l'inefficacité d'inputs spécifiques car elle utilise une mesure de réduction radiale, ce qui signifie la même réduction proportionnelle appliquée à tous les inputs. Comme notre objectif dans cette étude est de déterminer la réduction potentielle de la consommation d'eau d'irrigation, la mesure d'efficacité technique ($EI=EUEI$)⁴ non-radiale à facteur unique proposée par Kopp (1981) est plus appropriée. L' EI est définie comme étant le rapport entre la quantité minimale et la quantité réelle d'eau utilisée, qui peut être trouvée à partir de $EI = [\min \{\lambda \mid f(x, \lambda w; \beta) \geq y\}]$, où λ est l'efficacité d'utilisation de l'eau d'irrigation. Une représentation graphique de cette mesure non radiale de l'exploitation i pour une période donnée est présentée sur la figure 1.

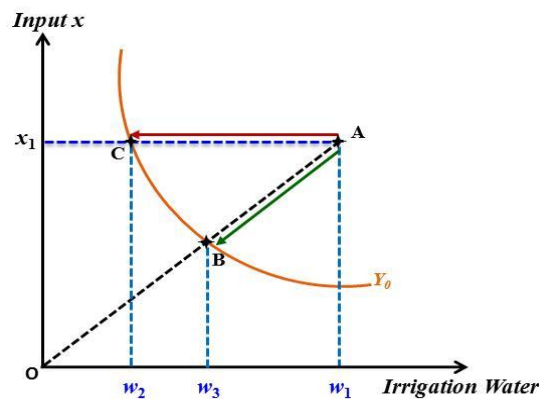


Figure 1: Efficacité d'utilisation d'eau d'irrigation
(Source : adapté de Karagiannis and al., 2003)

Soit l' $i^{\text{ème}}$ agriculteur inefficace (A) produisant l'output Y_0 en utilisant w_1 unité d'eau d'irrigation et x_1 unités de tous les autres inputs. L'efficacité technique orientée-input représentant la réduction radiale ou proportionnelle de tous les inputs est égale à $ET_i = OB/OA$. Par contre, l'efficacité technique orientée-input à facteur unique, représentant la réduction non-radiale d'un seul input (utilisation de l'eau) en conservant les autres inputs x_i invariables, est égale à $EI_i = x_1 C / x_1 A = w_2 / w_1$. La mesure d'efficacité de l'eau d'irrigation proposée (Karagiannis and al., 2003) détermine à la fois la consommation d'eau minimale réalisable (w_2) et la réduction maximale possible de la consommation d'eau ($w_1 - w_2$) tout en permettant la production de Y_0 unités d'output sans modifier l'utilisation des autres inputs. Selon la mesure ET_i , la réduction maximale possible de la consommation d'eau, nécessaire pour rendre l' $i^{\text{ème}}$ exploitation techniquement efficace, est ($w_1 - w_3$). D'après la figure 1 ci-dessus, il est clair que la première réduction ($w_1 - w_2$) est toujours plus grande que la seconde ($w_1 - w_3$). Par conséquent, la réduction maximale possible de la consommation d'eau suggérée par EI_i devrait être considérée comme une limite supérieure (Akridge, 1989).

Comme $EI_i = w_2 / w_1$, alternativement, $w_2 = w_1 \cdot EI_i$ et en le substituant dans l'équation (1), on obtiendra l'équation (2) :

$$y_{it} = f(x_{it}, w_{it}^*; \beta) e^{v_{it}} \quad (2)$$

où $w_{it}^* = w_{2it}$ d'après Reinhard and al. (1999) et comme le point C se trouve sur la frontière (Figure 1), c'est-à-dire $u_{it} = 0$. Maintenant, en égalisant (1) à (2), l'efficacité technique orientée-input à facteur unique EI_i peut être estimée en utilisant les paramètres du vecteur β estimés économétriquement dans (1).

⁴ : EI signifie "efficacité d'utilisation de l'eau d'irrigation" (également noté : EUEI).

Mathématiquement, l'efficacité d'utilisation de l'eau d'irrigation λ est définie comme $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$, où σ_u et σ_v représentent les déviations standard des deux erreurs u et v . Elles sont obtenues à partir de l'estimation du maximum de vraisemblance du modèle (1). Battese and Corra (1977) ont développé une nouvelle et meilleure mesure de l'inefficacité, $\gamma \in [0, 1]$, au lieu de λ qui peut prendre tout nombre réel positif. γ représentant l'écart par rapport à la frontière peut être définie comme $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$, où $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$. Une valeur zéro de γ signifie donc que les écarts sont dus à des erreurs aléatoires pures, tandis qu'une valeur unitaire représente des écarts dus à une gestion inefficace de l'exploitation.

Par ailleurs, comme EI_i^I est une mesure non-radiale d'efficacité n'ayant pas une interprétation directe en matière d'économie de coûts, la mesure de l'efficacité-coût technique à facteur unique pourrait plutôt être utilisée pour évaluer les économies de coûts potentielles résultant d'une gestion plus efficace d'un facteur unique (Kopp, 1981). Ensuite, l'efficacité-coût technique de l'eau d'irrigation ($ECTI_i$)⁵ pourrait être définie comme les économies de coûts potentielles résultant de l'ajustement de l'eau d'irrigation à un niveau techniquement efficace tout en maintenant tous les autres inputs aux niveaux observés (invariables). D'après Akridge (1989), les estimations individuelles (par exploitation) de $ECTI_i$, peuvent être obtenues par l'équation suivante :

$$ECTI_i = S_{wi} EI_i^I + \sum_{j=1}^J S_{ji} \quad (3)$$

Où S_{wi} est la part de coût de l'input "eau" et S_{ji} celle du $j^{ème}$ input utilisé par la $i^{ème}$ exploitation avec : $S_{wi} + \sum_{j=1}^J S_{ji} = 1$. Sachant que $0 < EI_i^I \leq 1$, donc $S_{wi} EI_i^I + \sum_{j=1}^J S_{ji} \leq 1$ pour tous les i , c'est-à-dire : $0 < ECTI_i \leq 1$.

Toutefois, les économies de coûts varieront en fonction des prix des facteurs et une utilisation relativement inefficace de l'eau dans le sens physique peut être relativement efficace en termes de coûts, et inversement (Kopp, 1981).

Modèle Empirique

Comme mentionné précédemment, le modèle empirique de la FPS représentant le modèle théorique dans (1) suit généralement la spécification *Translog* adoptée par Reinhard and al. (1999) :

$$\begin{aligned} \ln(y_{it}) = & \beta_0 + \beta_w \ln(w_{it}) + \sum_j \beta_j \ln(x_{ijt}) + 0.5 \sum_{jk} \beta_{jk} \ln(x_{ijt}) \ln(x_{ikt}) \\ & + \sum_j \beta_{jw} \ln(w_{it}) \ln(x_{ijt}) + 0.5 \beta_{ww} (\ln(w_{it}))^2 + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

Si une exploitation est techniquement efficace à 100% en termes d'utilisation d'une quantité minimale d'eau (w_{it}^*) pour produire un niveau d'output y_{it} , alors l'inefficacité u_{it} devrait être nulle. Le modèle précédent (4) peut être réécrit comme suit (5) pour les exploitations :

$$\begin{aligned} \ln(y_{it}) = & \beta_0 + \beta_w \ln(w_{it}^*) + \sum_j \beta_j \ln(x_{ijt}) + 0.5 \sum_{jk} \beta_{jk} \ln(x_{ijt}) \ln(x_{ikt}) \\ & + \sum_j \beta_{jw} \ln(w_{it}^*) \ln(x_{ijt}) + 0.5 \beta_{ww} (\ln(w_{it}^*))^2 + v_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

⁵ : En anglais: "Irrigation water Technical Cost Efficiency" (ITCE).

En égalisant les expressions à droite de (4) et (5), on obtiendra :

$$\begin{aligned} \beta_w \ln(w_{it}) + \sum_j^n \beta_{jw} \ln(w_{it}) \ln(x_{jit}) + 0.5 \beta_{ww} (\ln(w_{it}))^2 - u_{it} \\ = \beta_w \ln(w_{it}^*) + \sum_j^n \beta_{jw} \ln(w_{it}^*) \ln(x_{jit}) + 0.5 \beta_{ww} (\ln(w_{it}^*))^2 \end{aligned} \quad (6)$$

Maintenant, suivant la définition de l'efficacité technique orientée-input à facteur unique (EI) suggérée par Kopp (1981) comme étant le ratio entre la quantité minimale d'eau et la quantité d'eau réellement utilisée, nous pouvons écrire : $EI_{it} = w_{it}^* / w_{it}$. Ainsi, en prenant le logarithme des deux côtés, nous aurons:

$$\ln(EI_{it}) = \ln\left(\frac{w_{it}^*}{w_{it}}\right) ; \text{ or, } \ln(w_{it}^*) = \ln(EI_{it}) + \ln(w_{it}) \quad (7)$$

A partir de (6) et (7), nous pouvons maintenant écrire :

$$0.5 \beta_{ww} (\ln(EI_{it}))^2 + \left(\beta_w + \sum_j^n \beta_{wj} \ln(x_{jit}) + \beta_{ww} \ln(w_{it}) \right) \ln(EI_{it}) + u_{it} = 0 \quad (8)$$

Mathématiquement, l'équation (8) est une équation quadratique (équation polynomiale du second degré) ayant la forme de $ax^2+bx+c=0$, où x est sa variable inconnue et a , b et c ses coefficients, avec a différent de 0.

La solution de cette équation quadratique (8) pour $\ln(EI_{it})$ est la suivante:

$$EI_{it} = \exp\left(\frac{-b_{it} \pm \sqrt{b_{it}^2 - 2\beta_{ww}u_{it}}}{\beta_{ww}}\right) \quad (9)$$

où, $b_{it} = \beta_w + \sum_j^n \beta_{wj} \ln(x_{jit}) + \ln(w_{it})$. Selon Reinhard and al. (1999) et compte-tenu de la faible monotonie, seul le signe positif dans l'équation (9) est considéré pour estimer l'efficacité d'utilisation de l'eau d'irrigation. Les paramètres β sont déterminés à partir de l'estimation du modèle (4).

Une spécification alternative de la frontière de production, très couramment appliquée, est celle de Cobb-Douglas (10) qui peut être déduite facilement comme un cas particulier de la spécification plus générale *Translog* précédente (4) en testant l'hypothèse nulle stipulant que tous les termes des produits et produits-croisés (β_{jk}) sont nuls ($H_0 : \beta_{jk} = 0$ pour tout $j, k = 1, \dots, J$). Si H_0 est vraie, le modèle (4) se réduit au modèle *Cobb Douglas* ci-dessous (10) :

$$\ln(y_{it}) = \beta_0 + \beta_w \ln(w_{it}) + \sum_j^n \beta_j \ln(x_{jit}) + v_{it} - u_{it} \quad (10)$$

En suivant la procédure décrite précédemment, l'équation (9) prendrait alors une forme beaucoup plus simple, comme indiqué dans l'équation (11) ci-dessous.

$$EI_{it} = \exp(-u_{it} / \beta_w) \quad (11)$$

Les deux modèles, *Translog* et *Cobb Douglas*, ont été estimés et le test de l'hypothèse nulle ($H_0 : \beta_{jk} = 0$) est statistiquement accepté. Ce test de cohérence (de pertinence ou d'adéquation) de la fonction de production *Translog* (4) par rapport à celle de *Cobb Douglas* (10) révèle donc que cette dernière spécification (*Cobb Douglas*) est la plus convenable aux données des exploitations agrumicoles analysées. Par conséquent, le modèle (10) a été retenu comme modèle empirique principal ainsi que la spécification intégrée du modèle d'inefficacité de Battese and Coelli (1995) :

$$\begin{aligned} u_{it} &= g(z_{it}; \delta) + \eta_{it} \\ &= \delta_0 + \sum_{p=1}^q \delta_p z_{pit} + \eta_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

où, z_{it} représente un vecteur de caractéristiques des exploitations et η_{it} est l'erreur résiduelle cumulant les effets du hasard et des autres variables ignorées dans ce modèle. η_{it} est une variable aléatoire avec une moyenne nulle et une variance, σ^2 , définie par la troncature de la distribution normale telle que $\eta_{it} \geq -[g(z_{it}; \delta)]$, c'est-à-dire $\eta_{it} \geq -\delta z_{it}$. Ces suppositions font que les u_{it} soient des troncations non-négatives de la distribution normale $N(\delta z_{it}, \sigma^2_u)$ (Battese and Coelli, 1995). Suivant ces auteurs, les deux modèles (10) et (12) sont estimés en une seule étape en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance (ML) avec le logiciel Frontier 4.1 développé par Coelli (1996a). Le logiciel teste tous les modèles avec la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) en premier, puis avec la méthode du maximum de vraisemblance (ML) qui estime, pour chaque exploitation, le score d'efficacité technique en extrayant u_i de ε_i (équation (1)). Le processus d'estimation peut être décrit en trois étapes mais qui se déroulent toutes en une seule. La première étape consiste à calculer les coefficients de pente et la variance. La deuxième étape consiste à estimer la fonction de vraisemblance pour plusieurs valeurs de γ comprises entre zéro et un. L'étape finale sélectionne les meilleures valeurs de Log-vraisemblance obtenues précédemment en tant que valeurs de départ pour le processus itératif afin de produire des estimations finales du maximum de vraisemblance (Coelli, 1995 ; Battese and Coelli, 1995).

Mise en œuvre empirique

Zone d'étude et source des données

La réalisation de ce travail est basée sur les données d'une enquête effectuée auprès d'un échantillon de 48 exploitations agrumicoles choisies au hasard au niveau du périmètre irrigué de la zone du Gharb. Le tirage au hasard de cet échantillon est une condition nécessaire pour l'application des modèles frontières (Coelli and al., 1998, 2005) car 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 and Coelli, 1995). Les données utilisées concernent une seule période de temps ($T=1$). Pour cette raison, la lettre t , faisant référence au facteur dynamique "temps", est supprimée de l'écriture du modèle étudié.

Sélection des variables

Variable endogène (y)

Pour analyser l'efficacité technique des agrumiculteurs enquêtés, nous avons choisi comme variable dépendante la production des agrumes par unité de surface, soit le rendement (RDT) exprimé en tonnes par hectare. Le rendement moyen des agrumes au niveau des exploitations étudiées est de 34,37 T/ha. Ce rendement est caractérisé par une grande variabilité entre les exploitations agrumicoles. Il varie entre 10,20 T/ha (minimum) chez les agrumiculteurs moins productifs et 73,61 T/ha (maximum) chez les producteurs performants avec un écart-type de 19,0 tonnes. Les variations du rendement (variable dépendante) entre les exploitations enquêtées seront expliquées par celles des variables exogènes sélectionnées pour cet objectif.

Variables exogènes (x_i)

Cinq variables explicatives appartenant aux deux grands ensembles, "Capital" et "Travail", sont définies pour estimer la fonction de production frontière des agrumes des producteurs enquêtés. La variable "Terre" n'a pas été introduite dans cette fonction puisque le rendement est exprimé à l'hectare pour l'ensemble des exploitations analysées (même unité de surface). Cependant, la taille de l'exploitation (SAU totale) a été considérée comme variable d'effet d'inefficience technique (z_i). La description et les statistiques sommaires de ces variables sont données par le tableau suivant :

Tableau 1: Description des variables exogènes utilisées dans le modèle d'analyse

Notation	Variables	Moyenne	Ecart-Type	Min	Max
EAU	Volume d'eau utilisé (m ³ /ha)	6804,00	1401,97	5184,00	9072,00
ENG	Quantité des engrais apportés (q/ha)	10,46	8,27	1,00	29,33
VPP	Valeur des Produits Phytosanitaires (DH/ha)	1767,53	871,90	690,00	3610,00
MOT	Main d'œuvre totale (jours/ha)	48,95	25,44	16,42	106,47
CST	Charges de structure totales (DH/ha)	1734,56	1498,98	14,29	4368,75

N = 48 exploitations agricoles

L'analyse de ces données permet de constater une grande variabilité dans l'utilisation des intrants au niveau du processus de production des agrumes. L'écart entre le minimum et maximum est de 1,8 fois pour l'utilisation de l'eau d'irrigation (EAU), de 29,3 fois pour l'utilisation des engrais (ENG), de 5,2 fois pour la valeur des produits phytosanitaires (VPP), de 6,5 fois pour la main d'œuvre totale (MOT) et de 305,8 fois pour les charges de structure totales (CST) reflétant le coût du capital équipement des exploitations enquêtées.

La dose maximale d'engrais peut paraître très élevée. Cela est observé au niveau de certaines petites exploitations qui utilisent des quantités globalement faibles mais qui sont très élevées lorsqu'elles sont rapportées à l'unité de surface (1 ha).

La variation de la consommation de l'eau d'irrigation entre 5184 et 9072 m³/ha, en dehors des précipitations annuelles, permet de poser plusieurs questions : l'augmentation de l'utilisation de l'eau d'irrigation est-elle traduite par un accroissement du rendement des agrumes? Les volumes d'eau mobilisés sont-ils utilisés de manière efficiente par les agrumiculteurs? Quelle est la productivité marginale de cette ressource naturelle devenue comme facteur limitant au développement agricole en général et comment peut-on optimiser son utilisation? Telles sont les questions auxquelles nous allons essayer de répondre dans le présent travail.

Variables d'effets d'inefficience technique (z_i)

Afin d'expliquer la variation de l'efficience technique globale et celle de l'efficience d'utilisation de l'eau d'irrigation entre les agrumiculteurs enquêtés et d'identifier les déterminants de l'inefficience de ces producteurs, 14 variables spécifiques aux exploitations étudiées, d'ordre agro-socio-économique, sont testées au niveau du modèle correspondant (12), intégré dans le modèle (10). La description de ces variables et leurs statistiques descriptives sont synthétisées dans le tableau ci-dessous :

Tableau 2 : Description des variables d'effets d'inefficience technique (z_i) utilisées

Notation	Variables	Moyenne	Ecart-Type	Min	Max
AGE	Age du gérant de l'exploitation (ans)	48,40	8,37	28,00	70,00
INS	Niveau d'instruction (échelle 0 à 5)	2,94	1,28	1,00	5,00
EXPR	Expérience en agrumiculture (ans)	37,44	10,55	15,00	68,00
ENC	Encadrement (journées, visites)	3,48	2,78	0,00	9,00
TEX	Taille de l'exploitation (ha)	25,61	42,62	0,15	201,00
DSA	Degré de spécialisation en agrumiculture (%SAU)	49,11	35,08	5,16	100,00
MOF	Taux de Main d'œuvre familiale (%)	31,17	14,41	0,00	58,12
NVER	Nombre de vergers agrumicoles exploités (nb)	1,17	0,52	1,00	3,00
NVAR	Nombre de variétés d'agrumes cultivées (nb)	1,98	1,82	1,00	10,00
SIRP	Source d'eau (1=Réseau, 0=Pompage et autre)	0,63	0,49	0,00	1,00
MIG	Taux du mode d'irrigation gravitaire (%SAU)	65,12	36,63	0,00	100,00
DEN	Densité des plantations (arbres/ha)	305,25	86,84	204,00	564,83
AGEV	Age moyens des vergers agrumicoles (ans)	27,24	14,50	6,00	60,00
TIM	Taux d'incidence des maladies (en % des arbres)	0,25	0,26	0,00	0,89

A l'instar des variables de la frontière de production stochastique, les variables d'effets d'inefficience technique varient considérablement d'une exploitation à l'autre. L'âge des décideurs (AGE) varie entre 28 et 70 ans. Leur niveau d'instruction (INS) varie entre le préscolaire et le niveau universitaire ou supérieur. L'ancienneté ou l'expérience en agrumiculture (EXPR) fluctuent entre 15 et 68 ans. Ceci peut paraître paradoxal avec l'âge maximum des agrumiculteurs (70 ans). En fait, parfois le propriétaire de l'exploitation n'est plus le gestionnaire quotidien de cette exploitation, qui pourrait être son fils ou son frère, mais tous les deux (propriétaire et gestionnaire) contribuent aux décisions du fonctionnement de l'exploitation.

La variable "ENC", reflétant le taux d'encadrement des producteurs, est mesurée par le nombre de journées de sensibilisation des agriculteurs sur les bonnes pratiques en agrumiculture, animées par les services agricoles régionaux. Cette variable, fluctuant entre 0 et 9 événements par an, inclut également le nombre de visites volontaires effectuées par les agriculteurs à ces services pour la recherche de solutions aux problèmes identifiés dans leurs exploitations.

La taille de l'exploitation (TEX), variant entre 0,15 et 201 ha, a probablement un effet sur l'efficacité des producteurs d'agrumes. Le degré de spécialisation de l'agriculteur en agrumiculture (DSA) est mesuré par la part de la superficie des agrumes dans la superficie totale de son exploitation. L'objectif attendu de cette variable, oscillant entre 5,16% et 100%, est de savoir si le fait de conduire une exploitation en polyculture perturbe l'efficacité de l'agriculteur dans la production des agrumes.

Les variables NVAR (nombre de variétés cultivées) et NVER (nombre de vergers possédés) s'inscrivent dans la même logique de raisonnement. Il s'agit de savoir si le fait de pratiquer plusieurs variétés et de conduire plusieurs vergers en même temps diminue l'efficacité du producteur d'agrumes. Autrement dit, la diversité des activités agrumicoles et leur dispersion spatiales impactent-elles l'efficacité du producteur ?

La source d'eau d'irrigation (SIRP : Réseau de la grande hydraulique ou Pompage privé) semble une variable d'influence de l'efficacité de l'agriculteur puisque la première source est conditionnée par le nombre des irrigations programmées par les

organismes de gestion de l'eau d'irrigation alors que la seconde reste relativement libre : l'agriculteur peut irriguer autant de fois qu'il désire. De même, le mode d'irrigation gravitaire (MIG) a été toujours considéré synonyme du gaspillage de l'eau. Le présent travail cherche à vérifier cette hypothèse.

La densité des plantations (DEN) et l'âge des vergers agrumicoles (AGEV) peuvent influencer le rendement des agrumes dans les deux sens (amélioration ou régression) en fonction des situations. Le taux d'incidence des maladies (TIM) est une variable qui exprime le taux des arbres d'agrumes affectés par des maladies (*phytophthora*, *psorose* et autres). Certes, cette variable a un effet négatif sur la productivité des agrumes et par conséquent sur l'efficacité technique des producteurs.

Paramétrage des modèles estimés

Modèle de la fonction de production frontière stochastique :

La présente étude postule une fonction de production de type Cobb-Douglas statistiquement jugée appropriée pour représenter le système de production et examiner l'inefficacité managériale des exploitations agrumicoles enquêtées. En fait, ces unités de production agissent comme des entreprises individuelles utilisant de l'eau d'irrigation, des engrais chimiques, des produits phytosanitaires, de la main d'œuvre et des équipements comme inputs pour produire des agrumes considérés comme l'output final. Avec ces variables réelles, la version estimée des modèles empiriques (10) et (12) peut être réécrite de la manière suivante:

$$\begin{aligned} \ln(y_i) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(EAU_i) + \beta_2 \ln(ENG_i) + \beta_3 \ln(VPP_i) + \beta_4 \ln(MOT_i) \\ & + \beta_5 \ln(CST_i) + v_i - u_i \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, 48 \end{aligned} \quad (10')$$

où :

- y_i est le rendement des agrumes à l'hectare chez l'agriculteur i ;
- v_i est l'erreur représentant les variations aléatoires chez l'agriculteur i ;
- u_i est l'erreur représentant l'inefficacité technique chez l'agriculteur i .

a) Modèle des effets d'inefficacité technique (u_i) :

La spécification empirique du modèle d'inefficacité technique (12) intégré dans le modèle de la fonction de production frontière stochastique retenu (10) selon les 14 variables choisies est la suivante (12'):

$$\begin{aligned} u_i = & \delta_{0i} + \delta_{1i}(AGE_i) + \delta_{2i}(INS_i) + \delta_{3i}(EXPR_i) + \delta_{4i}(ENC_i) + \delta_{5i}(TEX_i) + \delta_{6i}(DSA_i) \\ & + \delta_{7i}(MOF_i) + \delta_{8i}(NVER_i) + \delta_{9i}(NVAR_i) + \delta_{10i}(SIRP_i) + \delta_{11i}(MIG_i) \\ & + \delta_{12i}(DEN_i) + \delta_{13i}(AGEV_i) + \delta_{14i}(TIM_i) + \eta_i \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, 48 \end{aligned} \quad (12')$$

η_i : erreur dues aux effets aléatoires.

Avec cette spécification empirique, l'efficacité technique globale des exploitations est estimée par : $ET_i^p = \exp(-u_i)$ et l'efficacité d'utilisation de l'eau d'irrigation par : $EI_i^l = EUEI_i = \exp(-u_i/\beta_1)$.

Traitements des données

Suivant (Battese and Coelli, 1995), les paramètres des deux modèles (10') et (12') ainsi que les scores d'efficacité technique individuelle (ET_i^p) des agrumiculteurs examinés, sont estimés en une seule étape en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance (ML) avec le logiciel Frontier 4.1 développé par Coelli (1996a).

L'efficacité de l'utilisation de l'eau d'irrigation ($EUEI_i$) a été estimée à partir de l'équation (11). Les variables spécifiques (z_i) du modèle (12'), identifiées comme déterminants agro-socio-économiques de l'inefficacité technique de production au niveau des exploitations agrumicoles étudiées, ont été également retenues comme variables d'effets d'Inefficacité d'Utilisation de l'Eau d'Irrigation ($IUEI_i$). Les indices d' $IUEI_i$ sont régressés sur les 14 variables z_i en utilisant le logiciel Eviews.

Résultats et Discussion

Estimation des paramètres de la fonction de production des agrumes

Vu que les spécifications fonctionnelles *Translog* et *Cobb Douglas* sont fréquemment les plus utilisées dans les travaux empiriques sur les frontières de production, les deux modèles (4) et (10) ont été estimés pour les mêmes variables, x_i et z_i , précédemment décrites⁶. Le test de pertinence (13) hautement significatif de ces deux modèles révélant le rejet de la spécification *Translog* en faveur de celle de *Cobb Douglas* est indiqué dans le tableau 4. Ainsi, les vingt-trois paramètres⁷ estimés du modèle retenu, (10') et (12'), sont résumés dans le tableau 3.

Tableau 3 : Estimation des paramètres du modèle étudié (Frontier 4.1)

VARIABLES	Paramètre	Estimation	Ecart-Type	t-Ratio
Fonction de production Cobb-Douglas				
Constante : Ln (A)	β_0	-0,9585	0,8969	-1,0687
Ln (EAU) (m ³ /ha)	β_1	0,2991	0,1117	2,6773****
Ln (ENG) (q/ha)	β_2	0,3584	0,0350	10,2461*****
Ln (VPP) (DH/ha)	β_3	0,0785	0,0283	2,7733*****
Ln (MOT) (jours/ha)	β_4	0,1198	0,0302	3,9701*****
Ln (CST) (DH/ha)	β_5	0,0144	0,0066	2,1909****
Modèle d'inefficience technique				
Constante : δ_0	δ_0	0,0112	0,1626	0,0690
AGE = Age du décideur (ans)	δ_1	0,0035	0,0020	1,7632**
INS = Son niveau d'instruction (1 à 5)	δ_2	-0,1157	0,0320	-3,6153*****
EXPR = Son expérience en agrumiculture (ans)	δ_3	0,0019	0,0012	1,5310*
ENC = Encadrement (séances ou visites)	δ_4	-0,0004	0,0142	-0,0248
TEX = Taille de l'exploitation agricole (ha)	δ_5	0,0015	0,0008	1,8360**
DSA = Part de la superficie agrumicole (%)	δ_6	-0,0020	0,0006	-3,5479*****
MOF = Part de la main d'œuvre familiale (%)	δ_7	-0,0001	0,0011	-0,1050
NVER = Nombre de vergers	δ_8	0,0430	0,0297	1,4475*
NVAR = Nombre de variétés	δ_9	-0,0003	0,0180	-0,0159
SIRP = Source d'eau d'irrigation (1=R ; 0=P)	δ_{10}	0,0011	0,0383	0,0288
MIG = Part du mode d'irrigation gravitaire (%)	δ_{11}	0,0013	0,0004	3,2483*****
DEN = Densité des agrumes (arbres/ha)	δ_{12}	-0,0001	0,0002	-0,5707
AGEV = Ages moyen des agrumes (ans)	δ_{13}	0,0027	0,0015	1,7930**
TIM = Taux d'incidence des maladies (%)	δ_{14}	0,3005	0,1264	2,3771*****
• Variance totale : ($\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$)	σ^2	0,0018	0,0004	4,8267*****
• Ratio de variance : ($\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$)	γ	0,8102	0,0291	27,8330*****
• Log (Fonction de Vraisemblance)	LFV	98,2205	-	-
• Test du Ratio de Vraisemblance (Test RV = λ)	λ	139,6042	-	-
• Efficience Technique Moyenne	ETM	0,8721	-	-

*, **, ***, ****, ***** : significatif au niveau $\alpha = 10\%$; 5% ; $2,5\%$; 1% et $0,5\%$, respectivement

Il est à remarquer, d'abord, qu'à l'exception du terme d'intercepte (β_0), tous les paramètres liés aux variables du modèle de la frontière de production stochastique sont hautement à très hautement significatifs et ont tous le signe attendu. Ceci reflète la pertinence des variables explicatives choisies et la cohérence du modèle étudié. La non-signification statistique du paramètre β_0 indique que la frontière de production des agrumes est parfaitement décrite par les cinq variables explicatives choisies.

Une série d'hypothèses a été conduite à l'aide du test du ratio de log-vraisemblance (λ) pour examiner l'importance statistique des paramètres estimés et la validité du modèle

⁶ : Les paramètres du modèle (4) sont au nombre de 38 et ceux du modèle (10) au nombre de 23.

⁷ : Dont six ($\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_5$) sont associés à la fonction de production, quinze ($\delta_0, \delta_1, \delta_2, \dots, \delta_{14}$) au modèle d'inefficience technique et deux (σ_u^2 et σ_v^2) étant des paramètres qui spécifient les distributions des variables aléatoires, v_i et u_i .

d'efficience étudié, (10') et (12'). L'adéquation du modèle restreint (H_0) a été testée par rapport au modèle non restreint (H_a : *Hypothèse alternative*) via le test λ suivant (Bohrnstedt and Knoke, 1994 ; Wooldridge, 2000 ; Madau, 2011) :

$$\lambda = -2 \left[\ln \left(\frac{L(H_0)}{L(H_a)} \right) \right] = -2 [\ln(L(H_0)) - \ln(L(H_a))] \quad (13)$$

où $\ln(L(H_0))$ et $\ln(L(H_a))$ représentent respectivement les valeurs du Logarithme de la Fonction de Vraisemblance sous l'hypothèse nulle (H_0) et son hypothèse alternative (H_a). Autrement dit, il s'agit des valeurs du log-vraisemblance obtenues par l'exécution du modèle restreint (H_0) et du modèle sans restriction (H_a). Le test statistique, λ , suit approximativement une distribution *khi-deux* (χ^2), ou une distribution χ^2 mixte⁸ lorsque H_0 implique $\gamma = 0$, avec un nombre de degrés de liberté équivalent au nombre de paramètres (restrictions imposées) supposés être zéro dans l'hypothèse nulle (Coelli, 1995 ; Coelli and al., 1998). L'hypothèse nulle (H_0) est rejetée si la valeur calculée de λ dépasse sa valeur critique (pour un niveau de signification donné), sinon H_0 est acceptée. Tous les tests sont menés à l'aide du logiciel Frontier 4.1 (Coelli, 1996a). Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau 4.

Tableau 4 : Tests d'hypothèses sur les paramètres du modèle estimé (Cobb-Douglas)

Hypothèses nulles (H_0) et Hypothèses alternatives (H_a)	Log Fonction Vraisemblance (LFV)	Test RV (λ)	Degrés de liberté	Valeur critique ($\chi^2_{0.95}$)	Décision sur H_0
1. <i>Translog</i> contre <i>Cobb Douglas</i> $H_0 : \beta_{jk} = 0$ (Cobb-Douglas) $H_a : \beta_{jk} \neq 0$ (<i>Translog</i>)	98.221 92.498	-11.445	15	24.996	Accepter H_0 Rejeter H_a
2. Pas d'inefficience technique $H_0 : \gamma = 0$ (modèle MCO) ^(*) $H_a : \gamma \neq 0$ (modèle FPFS) ^(*)	28.418 98.221	139.604****	1	2,706	Rejeter H_0 Accepter H_a
3. Absence d'effets d'inefficience technique $H_0 : \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_{14} = 0$ $H_a : \gamma$ et $\delta_p \neq 0$ ($p = 0, 1, 2, \dots, 14$)	28.418 98.221	139.604****	16	25.689	Rejeter H_0 Accepter H_a
4. Aucun facteur constant et spécifique à l'exploitation $H_0 : \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_{14} = 0$ $H_a : \delta_p \neq 0$ ($p = 0, 1, 2, \dots, 14$)	36.641 98.221	123.160****	15	24.996	Rejeter H_0 Accepter H_a
5. Signification conjointe des déterminants $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_{14} = 0$ $H_a : \delta_p \neq 0$ ($p = 1, 2, \dots, 14$)	34.044 98.221	128.353****	14	23.685	Rejeter H_0 Accepter H_a
6. Absence du facteur fixe d'inefficience $H_0 : \delta_0 = 0$ $H_a : \delta_0 \neq 0$	66.889 98.221	62.664*****	1	3,841	Rejeter H_0 Accepter H_a

(*) : **MCO** : Moindres Carrés Ordinaires ; **FPFS** : Fonction de Production Frontière Stochastique.

- 1) **$H_0: \beta_{jk}=0$** . Cette première hypothèse nulle liée au choix de la forme fonctionnelle adéquate (*Translog* contre *Cobb-Douglas*) stipule que les 15 coefficients supplémentaires, β_{jk} , de la fonction *Translog* définie dans (4) sont nuls. Le test du ratio de vraisemblance (λ) confirme très fortement l'acceptation de cette hypothèse même au risque d'erreur $\alpha=1\%$. Cela permet de conclure que la forme fonctionnelle *Translog* est à rejeter et, par conséquent, la forme *Cobb-Douglas* est statistiquement la meilleure représentation fonctionnelle de la production des agrumes au niveau des exploitations étudiées. L'avantage de cette fonction (Cobb Douglas) est que les coefficients estimés peuvent être interprétés comme des

⁸ : Lorsque l'hypothèse nulle implique γ , la valeur de χ^2 est tirée de la table de (Kodde and Palm, 1986).

mesures de l'élasticité, permettant ainsi une analyse de la réponse du rendement des agrumes à chacune des variables inputs utilisées dans le processus de production. Il convient, maintenant, de tester la pertinence des paramètres estimés à travers les hypothèses nulles suivantes :

- 2) **H₀: $\gamma=0$.** Cette hypothèse nulle stipule que le ratio de variance, γ , est nul ($\gamma = \sigma^2_u/\sigma^2=0$). Si cette hypothèse est vraie, alors les effets d'inefficience technique (u_i) ne sont pas stochastiques chez les producteurs étudiés et la variance de ces effets est nulle ($\sigma^2_u=0$). Ainsi dans ce cas, le modèle se réduit à la fonction de production moyenne⁹, traditionnellement estimée par la méthode des MCO, qui serait largement suffisante pour décrire la transformation des inputs en output au niveau des exploitations. Le test statistique de cette hypothèse est très hautement significatif (même au risque d'erreur $\alpha=1\%$) dans le sens du rejet de H₀. L'acceptation de l'hypothèse alternative ($\gamma \neq 0$ ou $\gamma > 0$) implique l'existence d'une frontière stochastique. Ceci implique également que l'inefficience technique existe dans le système de production et que la spécification du modèle est justifiée. En effet, la part de la variance des variables u_i dans la variance totale (Tableau 3) est très élevée ($\gamma=0,8102$). Cela signifie que 81,02% de la variance totale ($\sigma^2=\sigma^2_u+\sigma^2_v$) du rendement des agrumes entre les exploitations sont dus aux effets d'inefficience technique, c'est-à-dire à des facteurs que les producteurs peuvent contrôler pour en éviter les conséquences (pertes de production) et que seuls 18,98% (σ^2_v) de cette variance totale (σ^2) sont dus au hasard ou à des facteurs aléatoires indépendants de la volonté des producteurs (facteurs non contrôlables comme les chocs des aléas climatiques).
- 3) **H₀: $\gamma=\delta_0=\delta_1=\delta_2=\dots=\delta_{14}=0$.** Cette hypothèse nulle stipule qu'il n'y a pas de variation d'efficience technique entre les agriculteurs étudiés, ce qui signifie que les effets d'inefficience technique sont absents dans le modèle étudié, (10') et (12'). Si cette hypothèse est vraie, alors la régression multiple habituellement estimée par la méthode des MCO suffit largement pour modéliser le système de production des agrumiculteurs étudiés. Cette hypothèse nulle est également fortement rejetée même au seuil du risque $\alpha=1\%$, ce qui confirme encore une fois que le modèle étudié est plus approprié que la méthode des MCO pour représenter adéquatement des données analysées.
- 4) **H₀: $\delta_0=\delta_1=\delta_2=\dots=\delta_{14}=0$.** Si cette hypothèse est acceptée, alors les effets d'inefficience technique ne sont liés ni au facteur fixe (effet cumulé des facteurs aléatoires défini par η_i) ni aux variables spécifiques (z_i) définies dans le modèle (12'). Dans ce cas, la distribution semi-normale originellement spécifiée dans (Aigner and al., 1977) est obtenue. Cette hypothèse a également la même interprétation que la spécification de Battese and Coelli (1992) lorsque la période de temps $T=1$ et lorsque les effets d'inefficience technique (u_i) sont distribués selon une loi semi-normale: $u_i \sim N(0, \sigma^2_u)$. Le test statistique λ rejette très fortement l'hypothèse H₀, ce qui signifie qu'au moins quelques-uns des paramètres δ_p ne sont pas nuls.
- 5) **H₀: $\delta_1=\delta_2=\dots=\delta_{14}=0$.** Cette hypothèse permet de vérifier si l'effet conjoint des variables sélectionnées est significatif, indépendamment de la signification de chaque variable. Si cette hypothèse est vraie, cela signifie que les effets d'inefficience technique ne sont pas liés aux variables z_i prédéfinies et dans ce cas le modèle étudié, (10') et (12'), se réduit à la spécification normale tronquée, où le

⁹ : Où les variables z_i peuvent être intégrées.

paramètre δ_0 (seul élément dans δ) aura la même interprétation que le paramètre μ dans (Stevenson, 1980) et dans (Battese and Coelli, 1988, 1992) lorsque $T=1$: $u_i \approx N(\mu, \sigma_u^2)$. Le test statistique λ a fortement rejetée cette hypothèse nulle, même au seuil $\alpha=1\%$. De ce fait, au moins quelques-unes des variables z spécifiées sont déterminantes au niveau de la variation de l'efficacité technique entre les producteurs d'agrumes. Le rejet de l'hypothèse signifie aussi que les variables sélectionnées illustrent réellement l'efficacité des producteurs lorsqu'elles sont prises dans leur ensemble.

- 6) **H₀: $\delta_0=0$** . Cette hypothèse est statistiquement rejetée. Cela signifie que l'effet cumulé des facteurs aléatoires définis par η_i dans le modèle (12') est présent. Par conséquent, les effets d'inefficacité technique, u_i , sont dus à la fois aux variables spécifiques (z_i) ayant les paramètres δ_1 à δ_{14} et aux facteurs aléatoires cumulés (δ_0).

Interprétation de la fonction de production des agrumes (Cobb-Douglas) :

Le grand atout de la spécification log-log est que les coefficients estimés pour les variables peuvent être directement interprétés comme des **élasticités** de production. On parle aussi du «modèle à élasticité constante». L'élasticité de y par rapport à x , exprimée en pourcentage de variation de y ($\Delta y/y$) par rapport à celui de x ($\Delta x/x$), est $E_{(y,x)}$:

$$E(y, x_k) = \frac{\Delta y/y}{\Delta x_k/x_k} = \frac{\partial y/y}{\partial x_k/x_k} = \frac{\partial \ln(y)}{\partial \ln(x_k)} = \beta_k \quad (14)$$

Selon les estimations faites (tableau 3), les engrais chimiques semblent être le principal facteur de production des agrumes. L'élasticité de production relative à l'input "ENG" au niveau du modèle (10') est de 0,3584. Cela signifie que la variation de la quantité d'engrais de 1% (soit 0,1046 q/ha en moyenne) engendre un accroissement de la production des agrumes d'environ 0,36%, soit 0,1232 T/ha ou encore 232 DH en termes de valeur. De même, une augmentation de 10% de la quantité des engrais (soit 1,046 q) induit une augmentation du rendement des agrumes de 3,6%, soit 1,232 T/ha ou encore 2316 DH/ha.

L'eau d'irrigation est également un facteur essentiel à la production des agrumes et à l'amélioration de la productivité des vergers. L'élasticité de production vis-à-vis de cet intrant (EAU) est de 0,2991. Cela veut dire qu'une augmentation du volume d'eau apporté de 10% (soit 680 m³/ha en moyenne) provoque une augmentation moyenne du rendement des agrumes d'environ 3%, soit 1,028 T/ha ou encore 1932 DH/ha. A l'encontre, une réduction du volume d'eau apportée de 10% engendre un sacrifice de la production agrumicole d'environ 3%.

Le travail humain (MOT) est aussi un intrant important dans la production des agrumes. Le coefficient d'élasticité de production relative à cet input est de 0,1198. Donc, lorsque le nombre de journées de travail par hectare augmente de 10% (4,895 journées), la production s'accroît d'environ 1,2% (1,198%), soit 412 kg/ha ou encore 774 DH/ha. De même, une quantité de travail supplémentaire de 24,5 journées (50%) par hectare pourrait induire une augmentation du rendement d'agrumes d'environ 6%, soit 2,059 T/ha (3870 DH/ha).

Concernant la lutte contre les maladies et ravageurs des agrumes, l'élasticité de production relative à la valeur totale des produits phytosanitaires appliqués par hectare (VPP) est de 0,0785. Ceci indique qu'une augmentation de la valeur de ces traitements de 10% (177 DH/ha) et de 50% (884 DH/ha) engendre une hausse du rendement des agrumes de 0,785% et 3,925% respectivement, soient 270 kg/ha (507 DH/ha) et 1349 kg/ha (2536 DH/ha). Ce résultat justifie clairement l'intérêt de la protection phytosanitaire dans la production des agrumes. Certes, un verger non stressé par une maladie (comme la gombose à *phytophthora* ou la psorose) ou par des ravageurs (comme les poux, les cochenilles, les acariens, les pucerons, les escargots et la cératite) produit beaucoup plus qu'un verger infesté et affaibli par ces ennemis.

Concernant les charges de structure totales (CST), reflétant le degré d'équipement des exploitations agrumicoles, l'élasticité de production est de 0,0144. L'augmentation de ce facteur de 100% (1735 DH/ha) n'engendre qu'une petite augmentation du rendement (1,44%), soit 495 kg/ha ou encore 930 DH/ha en termes de valeur. Ce faible impact des charges d'équipement est dû au fait que la grande majorité des équipements utilisés par les exploitations est déjà amortie.

Estimation de l'efficacité technique et du manque à gagner chez les agrumiculteurs

Le score d'efficacité technique orientée-output (ET^p) a été estimé pour chaque agrumiculteur individuel de l'échantillon sur la base des résultats d'estimation économétrique des équations (10') et (12'). Les pertes de rendement d'agrumes, dues à l'inefficacité technique des producteurs, sont ainsi calculées individuellement pour chaque exploitation sur la base de la différence entre le rendement réellement observé et la frontière de production estimée. Autrement dit, le manque à gagner d'un producteur d'agrumes est la différence entre le rendement frontiera déduit de son score d'efficacité technique et son rendement réalisé. La synthèse de ces résultats est donnée par la figure 2 et le tableau 5 ci-dessous.

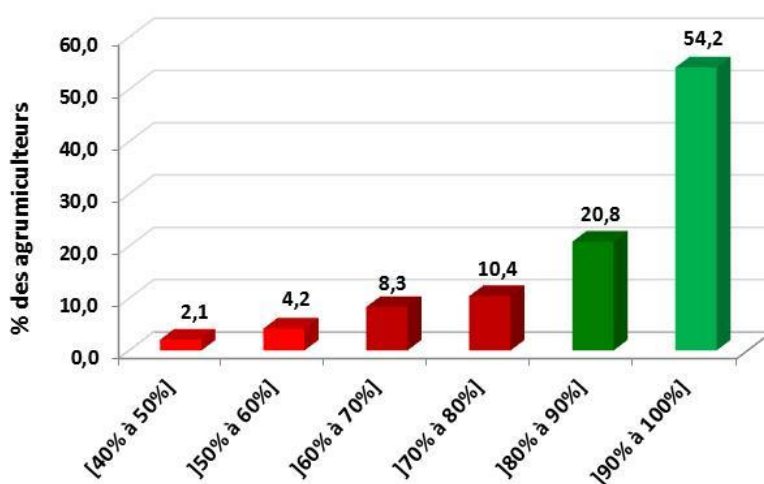


Figure 2: Distribution des fréquences des indices d'efficacité technique (ET^p)

L'analyse des indices d'efficacité technique (ET^p) estimés permet de constater que 45,8% des agrumiculteurs étudiés ont une efficacité technique inférieure ou égale à 90% et 25% de l'ensemble de ces producteurs ont des scores d'efficacité inférieurs ou égaux à 80%.

Tableau 5 : Efficience technique (ET^o) et pertes de production d'agrumes

	ET^o	Pertes (T/ha)	Pertes (DH/ha)
Moyenne	0,872	3,408	6526
Ecart-Type	0,138	3,419	6850
Min	0,432	0,157	224
Max	0,996	14,185	28370

Cet indice varie entre 43,2% et 99,6% avec une moyenne globale de 87,2% ($\sigma = 13,8\%$). Par conséquent, les pertes de rendement (manque à gagner) fluctuent entre 0,4% et 56,8% avec une moyenne de 12,8%, ce qui signifie que l'efficience technique des exploitations agrumicoles (ou l'augmentation possible du rendement des agrumes) pourrait encore être améliorée de 12,8% en moyenne. En termes de volume de pertes, le manque à gagner fluctue entre 0,157 T/ha et 14,185 T/ha avec une moyenne arithmétique de 3,408 T/ha. Le total des pertes pour l'ensemble des exploitations analysées est de 1.105,65 tonnes pour une superficie totale de 564,71 ha, soit une perte moyenne pondérée de 1,958 T/ha. En termes de valeur monétaire, le manque à gagner oscille entre un minimum de 224 DH/ha dans les exploitations les plus efficaces (les plus proches de la frontière de production) et un maximum de 28370 DH/ha dans les exploitations les moins efficaces (les plus éloignées de la frontière de production) avec une moyenne arithmétique de 6526 DH/ha et une moyenne pondérée de 3247 DH/ha.

Efficience d'utilisation de l'eau d'irrigation :

Comparés aux scores de ET^o , les indices d'efficience de l'utilisation de l'eau d'irrigation ($EUEI_i$), estimés individuellement pour toutes les exploitations agrumicoles étudiées à partir des résultats des équations (10'), (12') et (11), sont illustrés par la figure 3. Une synthèse de ces résultats est donnée par le tableau 6.

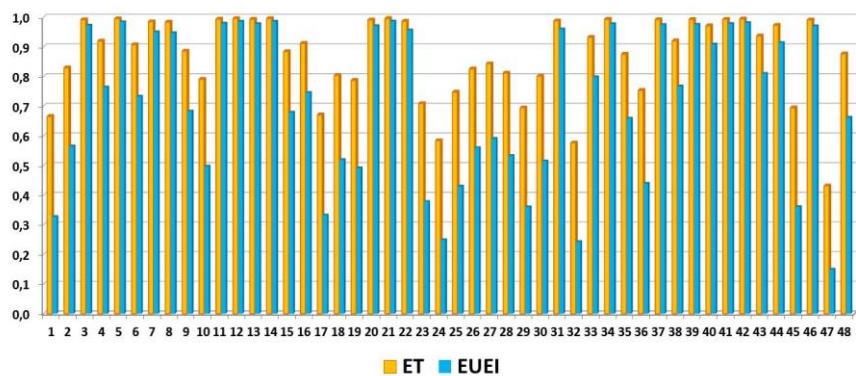


Figure 3: Indices d' ET^o et d' $EUEI_i$ des exploitations analysées

Tableau 6 : Efficience d'irrigation et pertes en eau

	EUEI	Pertes hydriques par ha	
		Pertes (m ³ /ha)	Pertes (DH/ha)
Moyenne	0,712	1743	802
Ecart-Type	0,259	1486	683
Min	0,149	95	44
Max	0,986	5511	2535

L'analyse de ces résultats permet de constater que l'efficacité d'utilisation de l'eau d'irrigation ($EUEI_i$) a généralement la même tendance que l'efficacité technique globale orientée-output (ET_i^o) précédemment discutée, mais avec une magnitude relativement plus contraignante. Avec une moyenne générale $EUEI = 71,2\%$, nous pouvons dire que l'efficacité de l'utilisation de l'eau par les agrumiculteurs pourrait encore être améliorée de 28,8% avec l'état actuel de la technologie exploitée et l'utilisation invariable des autres inputs. Cette réduction possible de la quantité moyenne de l'eau d'irrigation mobilisée, tout en gardant le même niveau de production réalisé, pourrait certainement se traduire par une baisse du coût de production et une amélioration de la rentabilité et de la compétitivité des agrumes produits. En fait, cette valeur moyenne de l'efficacité d'irrigation cache des disparités importantes entre les exploitations de l'échantillon. L' $EUEI$ varie entre 14,9% dans les exploitations moins efficaces et 98,6% dans celles plus efficaces, ce qui signifie que des améliorations possibles de l'efficacité-eau peuvent aller jusqu'à 85,1% dans certaines exploitations quasi-délaissées par leurs propriétaires (très anciennes ou en indivision).

En termes de volume, la quantité d'eau d'irrigation gaspillée (pertes) varie entre 95 m³/ha dans les exploitations plus efficaces et 5511 m³/ha dans les exploitations relativement moins efficaces avec une moyenne globale de 1743 m³/ha ($\sigma=1486$). Monétairement, ce gaspillage de la ressource en eau, dû à son utilisation non efficace, oscille entre 44 DH/ha au niveau des exploitations situées proche de la frontière des possibilités de production (efficaces) et 2535 DH/ha dans les exploitations moins efficaces (situées loin de la frontière) avec une moyenne globale de 802 DH/ha ($\sigma= 683$). Rapportée à la superficie totale des agrumes de chaque exploitation, ces pertes d'eau semblent parfois très lourdes. Des économies importantes dans l'utilisation de l'eau peuvent être faites en améliorant le système d'irrigation et en utilisant des techniques d'irrigation plus avancées.

Effici  nce du co  t technique de l'eau d'irrigation :

L'Effici  nce du Co  t Technique d'Irrigation (ECTI) a   t   calcul  e sur la base de la part du co  t de l'input "EAU" (redevance pay  e    l'ORMVAG) et les frais associ  s au pompage (gasoil ou   lectricit  ) et    la main d'  uvre. Les r  sultats obtenus sont pr  sent  s dans le tableau ci-joint :

Tableau 7 : Efficac  ce du co  t d'irrigation chez les agrumiculteurs

	ECTI _i	Manque �� gagner (DH/ha)
Moyenne	0,938	897
Ecart-Type	0,063	776
Min	0,771	59
Max	0,998	2772

Les   conomies qui pourraient   tre r  alis  es en ajustant les volumes d'eau mobilis  s par les agrumiculteurs    leurs niveaux efficaces seraient relativement faibles, puisque les d  penses li  es    l'irrigation repr  sentent une faible proportion du co  t total. En effet, les frais d'irrigation varient entre 10,3% et 27,1% du co  t total de production des agrumes avec une moyenne de 19,7%. C'est pour cette raison que l'ECTI_i moyenne estim  e est beaucoup plus   lev  e que l'EUEI_i. Pr  s de 73% des exploitations ont atteint une efficac  ce du co  t technique de l'irrigation strictement sup  rieure    90%. Selon le tableau 7, l'ECTI_i moyenne est de 93,8%, ce qui indique qu'une diminution

potentielle moyenne de 6,2% du coût total est possible en ajustant l'eau d'irrigation à son niveau efficient. Cette réduction du coût peut aller de 0,2% dans les exploitations plus efficientes jusqu'à 22,9% dans les exploitations moins efficientes.

Les déterminants de l'efficience technique et de l'efficience de l'irrigation :

Parmi les quatorze variables d'effet (z_i), définies dans le modèle (12') pour expliquer les facteurs qui affectent l'efficience technique globale orientée-output (ET_i^o) des producteurs d'agrumes, sept ont des coefficients statistiquement significatifs à très hautement significatifs (Tableau 3), ce qui renforce encore davantage la pertinence du modèle global, (10') et (12') estimé simultanément par Frontier 4.1.

Concernant l'efficience d'irrigation, les résultats de la régression des indices d'Inefficience d'Utilisation de l'Eau d'Irrigation ($IUEI_i$) sur les 14 variables z_i en utilisant le logiciel EvIEWS sont résumés dans le tableau ci-joint.

Tableau 8 : Les déterminants de l'efficience d'irrigation

Dependent Variable: IEUEI				
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)				
Sample: 1-48				
Included observations: 48				
$IEUEI = \delta_0 + \delta_1 * AGE + \delta_2 * INS + \delta_3 * EXPR + \delta_4 * ENC + \delta_5 * TEX + \delta_6 * DSA + \delta_7 * TMOF$ $+ \delta_8 * NVER + \delta_9 * NVAR + \delta_{10} * SIRR + \delta_{11} * MIG + \delta_{12} * DEN + \delta_{13} * AGEV + \delta_{14} * TIM$				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
δ_0	0.277421	0.100061	2.772503	0.0091
δ_1	0.002301	0.001282	1.794861	0.0818
δ_2	-0.103204	0.020475	-5.040450	0.0000
δ_3	-0.000392	0.001183	-0.330921	0.7428
δ_4	0.010298	0.008484	1.213711	0.2335
δ_5	-0.000425	0.000379	-1.121257	0.2703
δ_6	-0.000951	0.000370	-2.571490	0.0148
δ_7	-0.000222	0.000747	-0.297323	0.7681
δ_8	0.006235	0.016639	0.374730	0.7103
δ_9	0.023481	0.010220	2.297525	0.0281
δ_{10}	0.018334	0.018967	0.966627	0.3408
δ_{11}	0.000900	0.000283	3.175316	0.0032
δ_{12}	-4.11E-05	0.000133	-0.309560	0.7588
δ_{13}	-0.000101	0.000808	-0.124758	0.9015
δ_{14}	0.554670	0.086582	6.406292	0.0000
R-squared	0.975919	Mean dependent var		0.288326
Adjusted R-squared	0.965703	S.D. dependent var		0.259092
S.E. of regression	0.047982	Akaike info criterion		-2.985662
Sum squared resid	0.075976	Schwarz criterion		-2.400912
Log likelihood	86.65588	Hannan-Quinn criter.		-2.764684
F-statistic	95.52745	Durbin-Watson stat		1.965244
Prob(F-statistic)	0.000000			

Pour juger la pertinence de ce modèle d'IUEI, cinq tests statistiques ont été conduits et toutes leurs conclusions indiquent qu'on est en présence d'un bon modèle :

Test de la significativité globale des coefficients estimés (test de Fisher) :

Ce test permet de tester la pertinence du modèle ou la significativité globale des coefficients estimés en comparant F_c (calculée) et F_t (tabulée) au nombre de degrés de liberté ($k=14$, $n-k=48-14=34$). Comme la probabilité de ce test est 0,000000 (soit $0,0000\% < 5\%$), l'hypothèse nulle stipulant que tous les paramètres du modèle sont nuls est rejetée en faveur de l'hypothèse alternative (acceptée) disant qu'au moins un ou quelques-uns des paramètres du modèle ne sont pas nuls. Donc le modèle est globalement significatif. Le R^2 (97,6%) et le R^2 ajusté (96,6%) signifient que les variables considérées dans le modèle expliquent au moins 96,6% de la variabilité globale de l'inefficience d'utilisation de l'eau d'irrigation au niveau des exploitations agrumicoles.

Test de la significativité individuelle des coefficients estimés (test de Student) :

Ce teste montre que l'intercepte (δ_0) et les coefficients des variables INS, DSA, NVAR, MIG et TIM sont hautement à très hautement significatives alors que ceux des autres variables ne le sont pas.

Test de Normalité des Résidus :

Le test de Normalité des résidus, dont l'objectif est de voir si la distribution des termes d'erreurs suit la loi normale ou non, est effectué à l'aide du test de Jarque-Bera. La probabilité de ce test qui est 0,843064 (soit 84,31%) est largement supérieure à 5%, ce qui indique l'acceptation de l'hypothèse nulle (H_0 : distribution normale des résidus) et le rejet de l'hypothèse alternative (non-normalité des résidus). Cela permet de conclure que la spécification du modèle est bonne.

Test d'indépendance des résidus ou Test d'autocorrélation des erreurs :

Le test de Durbin-Watson (DW) a été utilisé pour vérifier l'hypothèse d'indépendance des termes d'erreurs du modèle estimé. La valeur de ce test ($DW=1.965$ très proche de 2) implique que les résidus ne sont pas auto-corrélés et qu'ils sont parfaitement indépendants. Donc, on est en présence d'un bon modèle. Cette conclusion est également confirmée par la statistique de box-Pierce (QSTAT) qui est significative puisque $Q-STAT = 47,536 < \text{Chi-deux tabulée} = 65,17$ (au seuil de 5% et $n=48$).

Test d'hétéroscédasticité des résidus :

L'examen de l'hétéroscédasticité des erreurs a été effectué à l'aide du test de White qui permet de savoir si la variance des résidus est constante (homoscédastique : H_0) ou non (hétéroscédastique : H_1). Selon ce test, l'hypothèse H_0 est acceptée car la probabilité de commettre une erreur est égale à 0.3123 qui est supérieure à $\alpha = 5\%$. Cela permet de conclure que la variance des résidus est stable et par conséquent les estimations obtenues sont optimales.

Selon les résultats du modèle d'inefficience technique (Tableau 3) et les tests d'hypothèses nulles effectués (Tableau 4), le manque à gagner en rendement des agrumes augmente au fur et à mesure que l'âge de l'exploitant croît. De ce fait, les jeunes producteurs semblent techniquement plus efficaces que les agriculteurs âgés. L'effet négatif de la variable "AGE" sur l'efficacité technique (ou son effet positif sur l'inefficience technique) a été constaté dans d'autres études réalisées au Maroc sur d'autres cultures,

notamment (Chetto, 1998) et (Harrak et Chetto, 2001) sur le palmier dattier et (Azzam et al., 1993, 1994) sur les céréales et légumineuses. Ceci peut s'expliquer par le caractère traditionnel qui domine les pratiques culturales des vieux producteurs et par la faible efficacité de leurs décisions de production comparativement aux jeunes exploitants qui cherchent en permanence à réaliser la meilleure performance avec les moyens dont ils disposent. La variable "AGE" semble également une variable d'effet d'inefficience de l'utilisation de l'eau d'irrigation (Tableau 8) quoiqu'elle n'est pas significative au seuil du risque d'erreur 5%.

Concernant la variable "INS", l'hypothèse habituellement supposée dans les travaux empiriques stipulant que le niveau d'instruction des producteurs peut influencer positivement leurs efficacités techniques (Kalirajan, 1989 ; Battese and Coelli, 1995 ; Fontan, 2008) est également vraie dans notre présente étude. Son signe négatif très hautement significatif montre que les producteurs plus instruits produisent mieux que les autres. L'effet de cette variable (INS) est aussi très hautement significatif sur la réduction de l'inefficience de l'utilisation de l'eau d'irrigation au niveau des exploitations agrumicoles. Donc, plus le niveau d'instruction de l'agriculteur est élevé plus son exploitation est relativement efficiente dans l'utilisation de l'eau d'irrigation.

La variable "EXPR", traduisant le cumul de l'expérience du producteur en agrumiculture, devrait être un avantage pour la production des agrumes. Le coefficient de cette variable n'est pas significatif au seuil du risque d'erreur $\alpha=5\%$, mais significatif au seuil $\alpha=10\%$. Le signe positif de cette variable indique son effet négatif sur l'efficacité technique des agrumiculteurs. Cela permet de conclure que les exploitants ayant une longue expérience en agrumiculture ne sont pas forcément plus efficaces que les autres. Dans cette étude, l'expérience cumulée du producteur dans le domaine des agrumes n'est pas traduite en un degré de maîtrise des techniques de production favorisant son efficacité technique. D'ailleurs l'âge avancé du producteur devant refléter son expérience et son niveau de technicité plus élevé est aussi une variable d'effet positif sur l'inefficience technique. De ce fait, l'expérience ou l'ancienneté de l'exploitant en agrumiculture ne semble pas un facteur déterminant de son efficacité technique. Au niveau de l'efficacité d'utilisation de l'eau d'irrigation (EUEI), le coefficient de cette variable n'est pas significatif au seuil $\alpha=5\%$.

Le signe négatif du coefficient estimé de la variable "ENC" a été attendu mais il n'est pas significatif aussi bien au niveau du modèle d'inefficience technique défini dans (12') que dans celui de l'EUEI où le signe est positif.

La taille de l'exploitation agricole, "TEX", ayant un signe positif statistiquement significatif au niveau du modèle d'inefficience technique (12'), semble avoir un effet défavorable sur l'efficacité technique des producteurs d'agrumes, c'est-à-dire que les grandes exploitations agrumicoles sont relativement moins efficaces que les petites. Ce constat peut paraître un peu paradoxal vu que les grandes exploitations sont relativement dotées de plus de moyens matériels et financiers pour leur bon fonctionnement. Cela permet de conclure que les rendements d'échelle sont décroissants et que les grandes exploitations n'opèrent pas à leur taille optimum technique. Quant à l'EUEI, le coefficient de la variable "TEX" n'est pas statistiquement significatif au seuil $\alpha=5\%$.

Le signe négatif très hautement significatif de la variable "DSA" montre que plus la part des agrumes dans la superficie totale de l'exploitation est grande plus cette exploitation est relativement plus efficiente. Cela signifie que les exploitations les plus spécialisées en agrumiculture, ou celles conduites en monoculture agrumicole, sont techniquement plus efficaces que celles conduites en polyculture avec de faibles taux de la SAU

agrumicole. Ces exploitations à haut degré de spécialisation en agrumiculture sont également les plus efficaces dans l'utilisation de l'eau d'irrigation.

La variable "MOF" (taux de la main d'œuvre familiale) a le signe négatif attendu mais son coefficient n'est pas statistiquement significatif. De ce fait, nous ne pouvons pas conclure que les producteurs ayant des familles de tailles élevées sont techniquement plus efficaces que ceux dont les familles sont de faibles tailles malgré que ce constat semble logique. En effet, dans les familles nombreuses, la disponibilité de la main d'œuvre familiale au cours du cycle de production permet à l'exploitant de répondre aux besoins en travaux agricoles aux moments opportuns et avec une meilleure qualité du travail contrairement à la main d'œuvre salariée occasionnelle (difficile à trouver d'ailleurs). Au niveau de l'EUEI, le signe de la variable "MOF" est positif mais toujours non significatif.

La variable "NVER" (nombre de vergers d'agrumes par exploitation) est considérée comme un facteur d'effet négatif sur l'efficacité des producteurs d'agrumes en empêchant leurs rendements de se situer sur la frontière de production. L'interprétation de cette variable (coefficient positif significatif au seuil du risque $\alpha=10\%$) est identique à celle donnée pour la taille de l'exploitation agricole "TEX". Une exploitation avec des vergers dispersés dans l'espace semblent relativement moins efficace qu'une exploitation non morcelée. Dans l'analyse de l'efficacité d'utilisation de l'eau d'irrigation (EUEI), cette variable (NVER) est statistiquement non significative au seuil $\alpha=5\%$.

Contrairement au nombre de vergers exploités (NVER), le nombre de variétés agrumicoles cultivées "NVAR" semble comme étant une variable qui impacte positivement l'efficacité technique des producteurs (signe négatif). Mais comme son coefficient n'est pas significatif au seuil $\alpha=5\%$, nous ne pouvons pas conclure que les pertes de production d'agrumes dues à l'inefficacité technique diminuent avec l'augmentation du nombre de variétés exploitées (1 à 10). Cependant, au niveau de l'analyse de l'EUEI, le coefficient positif hautement significatif (au seuil $\alpha=2,5\%$) de cette variable (NVAR) signifie que le nombre de variétés agrumicoles cultivées impacte négativement l'efficacité de l'irrigation au niveau des exploitations. Cela veut dire également que les pertes d'eau d'irrigation dues à l'inefficacité de son utilisation augmentent avec le nombre de variétés exploitées. Cette conclusion peut paraître normale du moment où l'on sache que la région du Gharb historiquement connue par la production des oranges (notamment : Valencia late, Washington sanguine et Navel) a connu depuis les années 1990 des introductions de variétés de mandariniers et de clémentiniers (comme Sidi Aïssa, Marisol, Nova, Nules, Ortanique, Cadoux, Nour, etc.) pour la diversification des productions agrumicoles. Mais ces nouvelles variétés introduites ont été conduites presque de la même manière que les orangers. Cette conduite commune de l'ensemble des variétés exploitées engendre souvent l'apparition de certains problèmes graves sur le rendement et la qualité de la production suite à l'usage déséquilibré des intrants néanmoins pour certaines variétés particulières des petits agrumes. A titre d'exemple, l'apport excessif de l'eau au stade grossissement des fruits de la variété « Marisol » ou la « Navel Lane late » et la gestion non raisonnée de la fertilisation provoquent un éclatement de l'enveloppe des fruits, ce qui cause des pertes énormes de production (figure 4).



Figure 4: Eclatement des fruits de la « Marisol » et la Navel Lane late

La source d'eau d'irrigation "SIRP" ne semble pas une variable déterminante au niveau de l'efficacité technique des producteurs d'agrumes. Son signe positif non significatif au seuil du risque $\alpha=5\%$ ne permet pas de conclure que les exploitations irriguées par l'eau des barrages (grande hydraulique) sont relativement moins efficaces que celles irriguées moyennant le pompage privé à partir des fleuves ou des puits personnels. A ce propos, il convient de signaler que la région du Gharb est située dans l'étage bioclimatique subhumide où la pluviométrie annuelle fluctue autour de 500 mm. Généralement durant la période pluvieuse de l'année (octobre-avril), les agrumes n'ont pas besoin d'irrigation. C'est entre mai et septembre que l'apport d'eau est nécessaire. Les exploitations irriguées moyennant le réseau de la grande hydraulique n'ont à réaliser¹⁰ que les irrigations programmées par les services agricoles pour subvenir aux besoins hydriques de leurs vergers. Par contre, au niveau des exploitations irriguées moyennant le pompage privé, le nombre des irrigations apportées n'est pas limité. L'agriculteur peut irriguer autant de fois qu'il désire selon l'état de son verger pour avoir une production abondante. Ce comportement ne peut pas être considéré comme synonyme du gaspillage de la ressource en eau s'il traduit par un accroissement important du rendement. Dans notre cas, la variable "SIRP" ne semble pas un déterminant ni de l'efficacité technique ni de l'efficacité d'utilisation de l'eau d'irrigation.

Par contre, "MIG", désignant le taux de la superficie irriguée selon le mode gravitaire, est une variable ayant une incidence négative hautement significative sur l'efficacité technique des agrumiculteurs et l'EUEI comparativement au système d'irrigation localisé. Cela signifie que les exploitations dotées de ce dernier système sont relativement plus efficaces que celles irriguées selon le mode gravitaire qui constitue une source de gaspillage d'eau comme le confirme plusieurs travaux de recherche.

La densité des plantations d'agrumes, "DEN", paraît comme une variable favorisant l'amélioration de l'efficacité technique des producteurs (signe négatif mais non significatif). Cela peut sembler un peu évident car contrairement aux anciennes plantations d'orangers ayant de faibles densités (7x7m ou 7x6m), dans les nouveaux vergers les densités sont fortifiées (6x6m ou 5x6 m). De même, la culture des petits agrumes qui commençaient depuis quelques années à prendre de l'espace dans la zone du Gharb connaissent des densités parfois très élevées (supérieures à 500 arbres/ha),

¹⁰ : Les exploitations couvertes par le réseau de la grande hydraulique et qui ont des puits personnels sont considérées dans l'option du pompage privé.

ce qui permet de produire plus à l'hectare. Dans l'analyse de l'EUEI, la variable "DEN" ne semble pas comme un déterminant de l'inefficience de l'irrigation car son coefficient est statistiquement non significatif.

La variable "AGEV" (âge moyen des vergers) est parmi les variables qui empêchent les exploitations de se situer sur la frontière de production. Le signe positif statistiquement significatif de son coefficient permet de conclure que les exploitations ayant des vergers âgés sont techniquement moins efficaces que celles disposant de vergers relativement jeunes. Cette déduction semble justifiée surtout parce qu'une bonne partie des plantations agrumicoles de la zone d'étude sont très anciennes. Il est à noter que les jeunes vergers non encore entrés en production ou ceux venant juste d'entrer en production, n'ont pas été pris en considération dans ce travail pour ne pas forcer l'influence que peut jouer cette variable. Au niveau de l'EUEI, la variable "AGEV" n'est pas statistiquement une variable d'effet d'inefficience.

La variable "TIM" (Taux d'Incidence des maladies) est parmi les déterminants saillants de l'inefficience technique des producteurs d'agrumes (signe très hautement significatif du coefficient de la variable). Certes, la présence de maladies (facteur contrôlable) a un effet négatif sur la productivité des agrumes et, évidemment, plus le nombre d'arbres atteints est élevé plus les pertes de production sont importantes et plus l'exploitation en question est techniquement moins efficace. Une augmentation de 10% (31 arbres/ha) et de 100% (305 arbres/ha) du nombre d'arbres atteints de maladies engendre une hausse des pertes de production de 3% et de 30,1% respectivement. La présence d'une maladie au niveau d'un verger provoque un affaiblissement des arbres atteints, qui se traduit par une baisse du rendement et de la qualité des fruits produits. Si la maladie n'est pas traitée, l'arbre se dépérit progressivement et meurt par la suite. L'effet négatif très hautement significatif de la variable "TIM" a été également remarqué au niveau de l'analyse de l'EUEI. Peut-être le producteur techniquement moins efficace cherche à combler la faiblesse du rendement (dont il ne connaît pas la cause si cette maladie n'est pas traitée) par des doses élevées en eau d'irrigation. De ce fait, la présence de maladie peut impacter positivement le gaspillage de l'eau d'irrigation.

Conclusion

L'objectif du présent travail est de proposer une mesure alternative de l'efficacité de l'eau d'irrigation basée sur le concept de l'efficacité technique spécifique à l'input (input-specific technical efficiency). La méthodologie proposée a été appliquée à un échantillon de 48 exploitations agrumicoles sélectionné au hasard au niveau de la zone du Gharb au Maroc. L'approche de la fonction de production frontière stochastique intégrant le modèle d'effet d'inefficacité technique, développée par Battese and Coelli (1995) a été utilisée dans ce présent travail pour obtenir des estimations spécifiques à chaque exploitation de l'efficacité technique globale orientée-output et de l'efficacité de l'utilisation de l'eau d'irrigation. Les déterminants agro-socio-économiques de ces deux efficacités ont été identifiés et analysés statistiquement à travers une régression intégrée dans le premier modèle exécuté en une seule étape (celui de l'efficacité technique) et à travers une régression de deuxième étape pour déterminer parmi les facteurs suspectés ceux qui influent sur les différences d'efficacité de l'utilisation de l'eau d'irrigation dans les exploitations agrumicoles.

Les résultats obtenus relatifs aux paramètres estimés de la frontière de production stochastique Cobb Douglas indiquent que les effets d'inefficacité technique existent et sont réellement stochastiques et qu'une partie importante de la variabilité de l'output (rendement des agrumes) s'explique par les différences existantes dans le degré d'inefficacité technique orienté-output. Les élasticités de la production estimées pour les cinq inputs considérés sont positives et très hautement significatives. Après les engrais chimiques parus comme principal input de production des agrumes ($\epsilon_{ENG} = 0,3584$) vient respectivement l'eau d'irrigation ($\epsilon_{EAU} = 0,2991$), la main d'œuvre totale ($\epsilon_{MOT} = 0,1198$), les produits phytosanitaires ($\epsilon_{VPP} = 0,0785$) et les charges de structure totales ($\epsilon_{CST} = 0,0144$). En termes économiques, cela signifie que, pour maintenir tous les autres intrants constants, une réduction de 1% de l'eau d'irrigation nécessite un sacrifice de 0,299% de la production agrumicole. Cela veut dire aussi qu'une augmentation du volume d'eau de 10% pourrait engendrer une augmentation de la production de 2,99%.

Les résultats de ce travail confirment parfaitement l'existence de pertes de production d'agrumes dues à l'inefficacité technique des producteurs dans la région du Gharb. Ce manque à gagner est important aussi bien en volume qu'en valeur, ce qui constitue une perte de productivité et de compétitivité pour la filière non seulement au niveau régional, mais aussi à l'échelle nationale puisque cette filière phare est présente dans plusieurs régions du pays. En effet, les estimations des modèles analysés indiquent que l'efficacité technique orientée-output (ET^0) varie entre un minimum de 43,2% et un maximum de 99,6% avec une moyenne globale de 87,2%. Ce résultat signifie qu'une augmentation moyenne de 12,8% du rendement des agrumes, équivalente à 3,408T/ha, est possible avec l'état actuel de la technologie disponible et les niveaux d'inputs utilisés si les facteurs contrôlables par les producteurs sont entièrement maîtrisés. Autrement dit, cette amélioration possible du rendement des agrumes ne pourra avoir lieu que si l'inefficacité technique des agriculteurs est complètement supprimée, ce qui pourra aussi se traduire par une amélioration significative de la production globale et des bénéfices générés des agrumes (gain moyen de 6526 DH supplémentaires par hectare).

De même, l'efficacité moyenne de l'eau d'irrigation ($EUEI_i = EI_i$) est de 71,2%, ce qui est bien inférieur à l'efficacité technique moyenne (ET_i^p). Cette efficacité-eau implique que le rendement moyen observé qui est de 34,373 T/ha aurait pu être maintenu tout en réduisant la consommation de l'eau d'irrigation de moins 28,8% en moyenne. Cela signifie que les agriculteurs peuvent réaliser des économies d'eau importantes en améliorant leurs systèmes d'irrigation et en utilisant des techniques relativement plus avancées.

Si, techniquement, l'eau d'irrigation est utilisée de façon moins efficace, elle n'offre pas beaucoup de possibilités d'économies potentielles en matière de coût si elle est ajustée à son niveau efficace. L'efficacité-coût technique de l'irrigation (ECTI) variant entre 77,1% et 99,8% est en moyenne de 93,8%, ce qui implique que le gain en coût d'irrigation ne pourrait dépasser 6,2% en moyenne, avec une variation entre 0,2% et 22,9% selon les exploitations. La faiblesse relative de ces économies de coût s'explique par le fait que les charges d'irrigation représentent une faible proportion du coût total (variation entre 10,3% et 27,1% avec une moyenne de 19,7%). C'est pour cette raison que l'estimation moyenne de l'ECTI_i est beaucoup plus élevée que l'EUEI_i. La grande majorité des exploitations a atteint une efficacité coût technique de l'eau d'irrigation supérieure à 90% (72,92%).

Donc. L'amélioration de l'efficacité technique globale des exploitations agrumicoles (ET_i^p) offre plus de gains potentiels que celle isolée du facteur eau (6526 DH/ha pour ET_i^p contre 802 DH/ha pour EUEI et 897 DH/ha pour ECTI). Cependant, sur le plan environnemental et conservation des ressources naturelles, les exploitations étudiées pourraient réaliser les mêmes niveaux de rendement d'agrumes observés tout en conservant un volume d'eau d'environ 1010 m³/ha en moyenne pondérée (1743 m³/ha en moyenne arithmétique).

Enfin, l'analyse des sources de variation de l'efficacité entre les agriculteurs a montré que le niveau d'instruction (INS), le degré de spécialisation en agrumiculture (DSA), le nombre de variétés exploitées (NVAR), le taux de superficie irriguée selon le mode gravitaire (MIG) et le taux d'incidence de maladies (TIM) dans leurs vergers, ont une influence significative sur l'efficacité de l'utilisation de l'eau d'irrigation (EUEI_i). Les signes négatifs hautement à très hautement significatifs des variables INS et DSA signifient que ces deux variables impactent positivement l'EUEI_i. Autrement dit, ces variables favorisent la réduction de l'inefficacité d'utilisation de l'eau d'irrigation (IUEI_i). Par contre, les signes positifs significatifs à très hautement significatifs des variables NVAR, MIG et TIM impliquent que ces variables ne favorisent pas l'efficacité d'utilisation de l'eau d'irrigation.

La reconduite de cette étude à grande échelle permettra aux conseillers agricoles de cibler leurs programmes de formation et d'encadrement des agrumiculteurs sur la conduite technique appropriée des agrumes et l'amélioration des techniques d'irrigation à travers la reconversion du système gravitaire en système localisé et le bon dimensionnement de celui-ci. En effet, la promotion de l'efficacité technique à travers des programmes d'encadrement technique ciblés sur les agriculteurs les moins efficaces pourrait générer des gains de productivité considérables pour l'économie de la filière, sans pour autant, accroître les ressources de base et/ou mobiliser des investissements supplémentaires. Cela permet aux producteurs d'améliorer la compétitivité de leurs produits et leurs positions concurrentielles sur les marchés aussi bien intérieurs et qu'extérieurs.

Références bibliographiques

- Aigner D.J., Lovell C.A.K. and Schmidt P. (1977). "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models". *Journal of Econometrics*, 6. p. 21-37.
- AIPA (Alberta Irrigation Projects Association) (2010). Irrigation Sector Conservation, Efficiency, and Productivity Plan 2005-2015. Lethbridge, Alberta.
- Akridge J.T. (1989). "Measuring productive efficiency in multiple product agribusiness firms: A dual approach". *American Journal of Agricultural Economics* 71. p. 116-125.
- Ali M.K. (2018). Estimation of irrigation water use efficiency with a stochastic frontier model. 30TH International Conference of Agricultural Economists. July 28-August 2, 2018. Vancouver, CANADA. JEL Codes: Q15, Q15 – IAAE. 22 pages.
- Ali M.K. and Klein K.K. (2014). Water Use Efficiency and Productivity of the Irrigation Districts in Southern Alberta. *Water Resources Management*, 28. p. 2751-2766.
- Arrifi E.-M. (2009). L'économie et la valorisation de l'eau en irrigation au Maroc : un défi pour la durabilité de l'agriculture irriguée. Symposium International « Agriculture durable en région Méditerranéenne (AGDUMED) », Rabat Maroc, 14-16 mai 2009. p. 48-54.
- Arrifi E.-M. (2010). L'économie et la valorisation de l'eau en irrigation au Maroc : un défi pour la durabilité de l'agriculture irriguée. HTE N° 146, Juin 2010.
- Atkinson S. E. and Cornwell C. (1994). "Estimation of output and input technical efficiency using a flexible functional form and panel data". *International Economic Review* 35. p. 245-255.
- Azzam S.M., Azzam A.M. and Moussaoui M. (1993). "Technical inefficiency among cereal producers in the Chaouia region of Morocco: a Stochastic Production Frontier Analysis". INRA-USAID-MIAC Project N° 608-0136, Série C 01/2, INRA - CRRA de Settlat. 29 pages.
- Azzam A.M., Azzam S.M., Moussaoui M., Laamari A., Moore K. et Sefrioui A. (1994). "Les pertes de production dues à l'inefficience technique chez les producteurs de pois chiche dans la Chaouia". INRA-USAID-MIAC Project N° 608-0136, Série C 01/2, INRA CRRA de Settlat. 12 pages.
- Battese G.E. and Coelli T.J. (1988). "Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data". *Journal of Econometrics*, 38. p. 387-399
- Battese G.E. and Coelli T.J. (1992). "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India". *The Journal of Productivity Analysis*, vol. 3. p. 153-169.
- Battese G.E. and Coelli T.J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20. p. 325-332.
- Battese G.E. and Corra G.S. (1977). "Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia", *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21 (3). p. 169-179.
- Bohrnstedt G.W. and Knoke D. (1994). *Statistics for Social Data Analysis*, F.E. Peacock Publishers Inc., Itasca.

- Borodak D. (2007). "Les outils d'analyse des performances productives utilisés en économie et gestion : la mesure de l'efficacité technique et ses déterminants". Centre d'Etudes et de Recherches Groupe ESC Clermont - Cahier de recherche 5/2007. 16 pages.
- Caves D.W., Christensen L.R. and Diewert W.E. (1982). "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity," *Econometrica* 50:6 (November). p. 1393-1414.
- Chebil A., Abbas K. and Frija A. (2014). Water Use Efficiency in Irrigated Wheat Production Systems in Central Tunisia: A Stochastic Data Envelopment Approach. *Journal of Agricultural Science*; Vol. 6, No. 2; 2014. p. 63-71
- Chebil A., Frija A. and Abdelkafi B. (2010). Irrigation water use efficiency in collective irrigated schemes of Tunisia: determinants and potential irrigation cost reduction. Contributed Paper presented at the Joint 3rd African Association of Agricultural Economists (AAAE) and 48th Agricultural Economists Association of South Africa (AEASA) Conference, Cape Town, South Africa, September 19-23, 2010. 15 pages.
- Chemak F., Mazhoud H., Abelhafidh H., Albouchi L. and Snoussi Y. (2018). Technical performance and water productivity analysis of the irrigated durum wheat activity. *Journal of new sciences, Agriculture and Biotechnology*, Volume 50(10). p. 3106-3116.
- Chetto A. (1998). "Impact des contraintes techniques et socio-économiques sur la production agricole en palmeraies marocaines" (en arabe). Publications du Symposium Scientifique des Recherches sur le Palmier Dattier dans le cadre du "Réseau de Recherche et Développement du Palmier Dattier. Marrakech du 16 au 18/02/1998. INRA-CRHPS-PPD et ACSAD. ACSAD, Damas 1998. p. 370-384.
- Coelli T.J. (1995). "Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis". *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 6. p. 247-268.
- Coelli T.J. (1996a). "A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation". CEPA Working Paper 96/08, University of New England, Armidale, Australia. 32 pages.
- Coelli T.J. (1996b). A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program. Working Paper of the University of New England/Center for Efficiency and Productivity Analysis, N° 8/96. 50 pages.
- Coelli T.J., Rao D.S. and Battese G.E (1998). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Boston: Kluwer Academic Publishers. 275 pages
- Coelli T.J., Prasada Rao D.S., O'Donnell C.J. and Battese G.E. (2005). "An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis". Springer, 2nd Edition, XVII. 350 pages.
- Cooper (Stoick-) C.L., Weidinger G., Riehle K.J., Hubbert C., Major M.B., Fausto N. and Moon R.T. (2007). Distinct Wnt signaling pathways have opposing roles in appendage regeneration. *Development* (Cambridge, England). 134(3). p. 479-489.
- Darku A.B., Malla S. and Tran K.C. (2016). Sources and Measurement of Agricultural Productivity and Efficiency in Canadian Provinces: Crops and Livestock. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 64. p. 49-70.

Dhehibi B. (2010). Productive Efficiency in Water Usage: An Analysis of Differences among Citrus Producing Farms Sizes in Tunisia. Paper prepared to be presented to the "African Association of Agricultural Economists Congress - Africa and the Global Food and Financial Crises", 19 - 23 September 2010, Cape Town, South Africa. 13 pages.

Dhehibi B., Lachaal L., Elloumi M. and Messaoud E.B. (2007a). Measuring irrigation water use efficiency using stochastic production frontier: An application on citrus producing farms in Tunisia. *AfJARE* Vol 1 No 2 September 2007. 15 pages.

Dhehibi B., Lachaal L., Elloumi M. and Messaoud E.B. (2007b). Measuring irrigation water efficiency with a stochastic production frontier: an application for citrus producing farms in Tunisia. *AAEA Conference Proceedings*. p. 449-457.

Diagne D. (2006). "Mesure de l'efficience technique dans le secteur de l'éducation : une application de la méthode DEA". *Revue suisse d'économie et de statistique*. Vol. 142 (2). p. 231-262.

Diaz-Mayans M.-A. and Sanchez R. (2004). "Temporary Employment and Technical Efficiency in Spain". *International Journal of Manpower* 25:2. p. 181-94.

El Maâroufi M. (2004). *Le Maroc sous la menace d'une grave pénurie d'eau d'ici à 20 ans*. La VIEéco, publié le 15/10/2004.

<http://www.lavieeco.com/Economie/LeMarocsouslamenacedunegravepenuriedeauidicia20ans>

FAO (2015). Etude d'impact environnemental du projet de modernisation de la grande irrigation. Projet UTF/MOR/038/MOR. Assistance technique au projet de modernisation de la grande irrigation entre l'organisation des nations unies pour l'alimentation et l'agriculture (FAO) et le Ministère de l'Agriculture et de la Pêche Maritime (MAPM). Royaume du Maroc, Avril 2015. 251 pages.

Färe R. and Lovell C.A.K. (1978). "Measuring the technical efficiency of production". *Journal of Economic Theory* 19. p. 150-162.

Färe R., Grosskopf S., Yaisawarng S., Li SK and Wang Z. (1990). Productivity growth in Illinois Electric Utilities. *Resources and Energy*, 12. p. 383-398.

Färe R., Grosskopf S., Lindgren B. and Roos P. (1992). "Productivity Changes in Swedish Pharmacies 1980-1989: A Nonparametric Malmquist Approach". *Journal of Productivity Analysis* 3:1/2 (June). p. 85-101.

Färe R., Grosskopf S. and Lovell C.A.K. (1994). *Production Frontiers*. Cambridge University Press, Cambridge, England.

Farrell M.J. (1957). The measurement of production efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, Vol. 120, N° 3. p. 253-290.

Fontan C. (2008). « Production et efficience technique des riziculteurs de Guinée », *Économie rurale* [En ligne], 308 | Novembre-décembre 2008, mis en ligne le 01 novembre 2010. p. 19-35, URL : <http://economierurale.revues.org/342>

Frija A., Chebil A., Speelman S., Buysse J. and Van Huylenbroeck G. (2009). Water use and technical efficiencies in horticultural greenhouses in Tunisia. *Agricultural Water Management*, 96(11). p. 1509–1516.

Gadanakis Y., Bennett R., Park J. and Areal F.J. (2015). Improving productivity and water use efficiency: A case study of farms in England. *Agricultural Water Management*, 160. p. 22–32.

- Harrak H. et Chetto A. (2001). Valorisation et Commercialisation des dattes au Maroc. INRA Editions 2001, Maroc. 222 pages. (ISBN: 9981-1994-2-7).
- Kalirajan K.P. (1989). "On Measuring the Contribution of Human Capital to Agricultural Production", *Indian Economic Review*, 24. p. 247-261.
- Kamgna S.Y. et L. Dimou (2008). Efficacité technique des banques de la CEMAC. MPRA Paper N° 9603, July 2009. 35 pages.
- Karagiannis G., Tzouvelekas V. and Xepapadeas A. (2003). "Measuring irrigation water efficiency with a stochastic production frontier: An application to Greek out-of-season vegetable cultivation". *Environmental and Resource Economics* 26. p. 57-72.
- Kodde D.-A. and Palm A.-C. (1986). "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions". *Econometrica*, volume 54, N°5 (September). p. 1243-1248.
- Kopp R. J. (1981). The measurement of productive efficiency: A reconsideration. *The Quarterly Journal of Economics*, 96(3). p. 477–503.
- Kumbhakar S.C. and Lovell C.A.K. (2000). *Stochastic Frontier Analysis*. New York: Cambridge University Press.
- Lesueur J.-Y. et P. Plane (1995). Efficience technique du secteur manufacturier Ivoirien : Estimation d'une frontière de production stochastique sur données de Panel. *Revue Région & Développement* n°2-1995. 21 pages.
- Lillienfeld A. and Asmild M. (2007). Estimation of excess water use in irrigated agriculture: A Data Envelopment Analysis approach. *Agricultural Water Management* 94(2007). p. 73-82.
- Maazouz S. (2016). La Pénurie de l'eau : une réalité effrayante. Agrimaroc.ma. consulté le 14 septembre 2019. (<https://www.agrimaroc.ma/la-penurie-de-l-eau-une-realite-effrayante/>)
- Madau F.A. (2011). Parametric Estimation Of Technical And Scale Efficiencies In Italian Citrus Farming. *Agricultural Economics Review*. Vol 12 (1). p. 91-112.
- MAPM (2015). Projet de loi de finance au titre de l'exercice budgétaire 2016. Projet Ministériel de Performance Du Département de l'Agriculture. Ministère de l'Agriculture et de la Pêche Maritime, Octobre 2015. 57 pages.
- McGuckin J.T., Gollehon N. and Ghosh S. (1992). Water conservation in irrigated agriculture: A stochastic production frontier model. *Water Resources Research*, 28(2). p. 305–312.
- Meeusen W. and Van Den Broeck J. (1977). "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error", *International Economic Review*, Vol. 18 (2). p. 435 - 444.
- Njiraini G.W. (2011). An Assessment of Water use Efficiency in Lake Naivasha Basin, Kenya. A thesis Submitted to the department of agricultural economics, in partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Science in agricultural and applied economics of the University of Nairobi, July, 2011. 92 pages.
- Reinhard S., Lovell C.A.K. and Thijssen G.J. (1999). "Econometric estimation of technical and environmental efficiency: An application to Dutch dairy farms". *American Journal of Agricultural Economics*, 81(1). p. 44–60.

Sinan-EHTP M. (2012). Evaluation des Besoins en Technologies d'Adaptation du Maroc aux Changements Climatiques. Plan d'Action Technologique des secteurs de l'eau et de l'agriculture du Maroc. Projet 8. Programme National d'Economie d'Eau en Irrigation (PNEEI) de la Direction de l'Irrigation et de l'Aménagement de l'Espace Agricole.

Speelman S., D'Haese M., Buysse J. and D'Haese L. (2007). Technical efficiency of water use and its determinants, study at smallscale irrigation schemes in North-West Province, South Africa. *Paper prepared for presentation at the 106th seminar of the EAAE - Pro-poor development in low income countries: Food, agriculture, trade, and environment*. 25-27 October 2007 - Montpellier, France. 28 pages.

Stevenson R.E. (1980). "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation". *Journal of Econometrics*, vol.13 (1) (May). p. 58-66.

Tang J., Folmer H., Vlist A.J. and Xue J. (2014). The impacts of management reform on irrigation water use efficiency in the Guanzhong plain, China. *Papers in Regional Science*, 93(2). p. 455–475.

Tipi T. and Rehber E. (2006). Measuring technical efficiency and total factor productivity in agriculture: the case of the South Marmara region of Turkey. *New Zealand Journal of Agricultural Research*, 49. p. 137-145.

Tohry F.-Z. (2018). Pénurie d'eau: Le seuil d'alerte atteint au Maroc. *L'ECONOMISTE*, Edition N°5209, 14/02/2018.

Veettil P.C., Ashok A., Speelman S., Buysse J. and Van Huylenbroeck G. (2011). Sub-vector Efficiency analysis in Chance Constrained Stochastic DEA: An application to irrigation water use in the Krishna river basin, India. Paper prepared for the 122nd EAAE Seminar "Evidence-Based Agricultural and Rural Policy Making: Methodological and Empirical Challenges of Policy Evaluation". Ancona, February 17-18, 2011. 16 pages.

Wang X.-Y. (2010). Irrigation water use efficiency of farmers and its determinants: Evidence from a survey in Northwestern China. *Agricultural Sciences in China*, 9(9). p. 1326–1337.

Wooldridge J.M. (2000). *Introductory Economics: A Modern Approach*. South Western College Publishing.

Zhou Q., Deng X., Wu F., Li Z. and Song W. (2017). Participatory Irrigation Management and Irrigation Water Use Efficiency in Maize Production: Evidence from Zhangye city, Northwestern China. *Water*, 2017, 9, 822. 15 pages.