

Estimation d'une fonction d'exportation des dattes tunisiennes : Une analyse de cointégration

LAAJIMI ABDERRAOUF**, CHEBIL ALI*, LACHAAL LASSAAD*

1. Introduction

Suite à l'adhésion de la Tunisie au GATT en 1990 et l'arrivée à terme de l'accord additionnel en 1995, la Tunisie et l'Union Européenne ont engagé des négociations pour la conclusion d'un nouvel accord qui soit conforme aux règles et directives du GATT. Ainsi, un nouvel accord d'association entre les deux parties a été signé en Juillet 1995. Ce dernier a ouvert de nouvelles perspectives pour les produits agricoles tunisiens et a prévu notamment l'instauration d'une zone de libre-échange pour les produits manufacturés sur une période maximale de 12 ans. Les négociations de 2001, conformément aux anticipations de tous, ont reconduit le régime d'exception pour les échanges de produits agricoles avec une dose supplémentaire de libéralisation.

Toutefois, l'acheminement graduel de l'économie mondiale vers une plus grande ouverture et une déréglementation dans tous les secteurs, y compris ceux traditionnellement protégés, ne met pas le secteur agricole tunisien à l'abri des pressions concurrentielles, pressions à la baisse sur les prix. Ainsi, la libéralisation des échanges des produits agricoles entraînerait inévitablement une plus grande concurrence sur le marché national et international.

Dans ce contexte de libéralisation, l'étude des variables déterminantes des exportations revêt une importance considérable pour faire face à la concurrence accrue dans le marché de l'UE. Malgré l'importance de cette question, peu de travaux en Tunisie l'ont abordé sur la base d'une analyse quantitative. Sai et al. (2000) et Belhadj (2001) ont proposé des spécifications économétriques ad hoc en vue d'analyser les exportations tunisiennes des produits agricoles, tels que l'huile d'olive, les dattes et les agrumes.

La datte tunisienne, surtout la variété Deglet Nour, est

Résumé

L'objectif de ce travail est d'examiner les principaux déterminants des exportations des dattes tunisiennes durant la période 1971-2000 moyennant une analyse basée sur la méthodologie de la cointégration. Les résultats de l'analyse indiquent que les variations dans le volume des exportations sont beaucoup plus expliquées par le niveau de revenu de l'Union Européenne (UE) que par les prix relatifs. L'effet de la demande interne n'est pas significatif.

Abstract

The present study investigates the main determinants of the Tunisian dates exports to the European Union (EU) during the period 1971-2000. To this end, an export function using the co-integration methodology is estimated. The variables with explanatory relevance appear to be the EU income and, to a lesser extent, the relative prices. Domestic demand is found not to be significant.

considérée comme un produit d'exportation par excellence. Ce produit contribue pour près de 11,5% en moyenne dans les exportations agroalimentaires tunisiennes et se situe en troisième position, après l'huile d'olive et les produits de la pêche. A l'échelle mondiale, la Tunisie occupe, en général, la première et la sixième place en terme de

valeur et de quantité de dattes exportées, respectivement. Des travaux antérieurs ont confirmé l'existence d'un avantage comparatif révélé (ACR) dans le cas des dattes (Bachta et Zaïbet, 2001 ; Errabhi, 2000), qui laisse constater toutefois une certaine variabilité inter-annuelle, due principalement aux fluctuations liées à l'offre.

Cependant, durant les dernières années, la part des exportations de la Tunisie dans le marché mondial a enregistré une régression relative. Cette régression s'explique par le rythme décéléré des taux de croissance de la production et de l'exportation par rapport à ceux réalisés par les autres pays producteurs concurrents tels que l'Algérie, l'Iraq, les Etats-Unis d'Amérique et Israël. En effet, l'analyse de l'évolution des exportations des dattes montre une stagnation voir même une régression en valeur des exportations tunisiennes à partir des années 1990. A cet égard, la connaissance d'éléments de réponse à un certain nombre d'interrogations en rapport avec l'activité exportatrice des dattes dans un contexte fort concurrentiel s'impose. Dans ce travail, on se propose d'examiner essentiellement les déterminants majeurs de la fonction d'exportation des dattes tunisiennes.

Le reste de cet article est structuré comme suit. La section 2 expose le cadre théorique de la fonction d'exportation. La section 3 retrace l'approche méthodologique retenue. La quatrième section présente la définition des variables et les sources des données utilisées. L'interprétation des principaux résultats empiriques est donnée dans la cinquième section. Enfin, la dernière section est con-

* Institut National de la Recherche Agronomique de Tunis

** Institut National Agronomique de Tunis

sacrée aux principales conclusions et recommandations.

2. Cadre théorique

Dans la littérature économique, la version traditionnelle de la fonction de demande d'exportation a été le plus souvent utilisée pour analyser la fonction agrégée d'exportation. Ainsi, les exportations (X) d'un pays donné sont spécifiées comme une fonction du prix relatif ($Pr = P^x / P^e$) exprimé en une monnaie unique et de la demande extérieure (revenu de son partenaire commercial Y^e):

$$X = F(Y^e P^x / P^e) \quad (1)$$

où X représente la quantité d'exportation demandée par le reste du monde, Y^e est le niveau du revenu de l'importateur, P^x est l'indice des prix à l'exportation du pays en question et P^e est l'indice des prix des pays concurrents.

En supposant l'homogénéité de degré zéro de la fonction ci-dessus, et suite à une transformation linéaire logarithmique, les coefficients estimés peuvent être interprétés directement comme étant des élasticités. Ainsi, l'équation (1) peut être exprimée comme suit:

$$\text{Log}X_t = \beta_0 + \beta_1 \log Y_t^e + \beta_2 \log Pr_t + \mu_t \quad (2)$$

Le modèle formulé en (2) peut servir de base pour notre analyse empirique. Cependant, une autre variable a été introduite dans le modèle, la demande interne (DI). Nous supposons qu'une augmentation de la demande domestique entraîne une réduction du volume d'exportation. Ainsi, le modèle définitif à estimer est le suivant :

$$\text{Log}X_t = \beta_0 + \beta_1 \log Y_t^e + \beta_2 \log Pr_t + \beta_3 DI_t + \mu_t \quad (3)$$

Les variables X_t , Y_t^e , Pr_t et DI_t sont telles que définies précédemment et μ_t est le terme d'erreur. Tenant compte que plus de 90% des exportations des dattes tunisiennes sont écoulées sur le marché de l'UE, le présent travail analyse les exportations de la Tunisie vers l'UE.

Tab. 1 Variables et sources de données	
Variabiles	Sources
X : Quantité des dattes tunisiennes exportées vers l'UE .	Ministère de l'Agriculture de la Tunisie
Y^e : Niveau du revenu de l'UE approché moyennant une variable proxy (un indice des importations totales de l'UE en termes réels, base 100 en 1976)	Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE)
P^x : Indice des prix à l'exportation de la Tunisie (base 100 en 1976) P^e : Indice des prix mondiaux (base 100 en 1976)	Organisation des Nations Unies pour l'Alimentation et l'Agriculture (FAO)
DI : Demande interne (production - exportation + importation)	Ministère de l'Agriculture de la Tunisie

¹ Une variable x_t qui doit être différenciée d fois pour être stationnaire est dite intégrée d'ordre d , et on note $x_t \sim (d) f (1 - B)^d x_t \sim I(0)$

² Un ensemble de variables qui composent un vecteur Y_t sont dites cointégrées d'ordre (d,b) , et dénoté par $Y_t \sim Ci(d,b)$, si tous les éléments de Y_t sont $I(d)$ et il existe un vecteur (appelé vecteur de cointégration) non nul tel que $z_t = \alpha' Y_t \sim I(d-b)$, $d \geq b > 0$.

³ Pour une discussion plus détaillée sur la cointégration, voir Engle et Granger (1987), Banerjee *et al.* (1993) et Hargreaves (1997).

3. Cadre méthodologique

Dans ce travail, une analyse de cointégration est utilisée comme cadre conceptuel de base pour tester l'existence d'une relation stationnaire entre deux ou plusieurs séries non stationnaires (Engel et Granger, 1987). Les étapes de cette méthodologie sont les suivantes:

Dans un premier temps, nous déterminons l'ordre d'intégration des variables (nombre de racines unitaires)¹. Pour cela, nous utilisons les tests de Dickey-Fuller (DF) et Dickey-Fuller Augmenté (DFA), dont les valeurs critiques sont données dans Mackinnon (1991).

Dans un deuxième temps, nous testons la relation entre les variables qui pourraient être cointégrées². Pour cela, nous appliquons un test de stationnarité sur les résidus de la régression entre les variables en niveaux.

Dans un troisième temps, nous estimons la fonction d'exportation à court et long terme conjointement, c'est-à-dire un Modèle de Correction d'Erreur (MCE), dans lequel toutes les variables s'expriment en différence, et nous incluons, en plus, un terme d'ajustement de l'écart de la variable dépendante par rapport à sa valeur d'équilibre de long terme.

Finalelement, nous réalisons une série de tests de validation du modèle³ (tests d'autocorrélation, d'homoscédasticité, de normalité, etc...).

4. Définition des variables et sources des données

L'horizon temporel considéré pour notre analyse est de vingt-cinq observations annuelles allant de 1976 à 2000. Le tableau 1 retrace les variables retenues dans le modèle de la fonction d'exportation (3), ainsi que les sources des données utilisées.

5. Résultats et discussions

L'application du test de DFA (1981) a montré que les variables en niveau sont intégrées d'ordre 1 (voir annexe). Les résultats de la recherche de l'existence d'une relation de long terme entre l'exportation et les différentes variables explicatives, selon Engle et Granger (1987), sont repris dans le tableau 2. La variable demande interne n'a pas été retenue dans le modèle final car elle n'est pas significative au seuil de 10%.

Tab. 2 Résultats de l'estimation de la fonction d'exportation (relation à long terme)

Variables	Coefficients
Constante	8,37 (2,40)**
Y^e	1,01 (3,70)**
Pr	-0,90 (-1,76)*
R^2	0,78
R^2 ajusté	0,76
Durbin-Watson	1,71
Dickey-Fuller augmenté	-4,23

Notes: (1) Les valeurs de t de Student sont représentées entre parenthèses
* valeur significative au seuil 10%
** valeur significative au seuil 5%
(2) Toutes les valeurs sont exprimées en logarithmes

Comme nous pouvons noter, les signes des paramètres estimés sont conformes à nos attentes : négatif pour la variable prix relatif et positif pour le revenu dans l'UE. Le coefficient de la variable prix relatif est significatif seulement au seuil 10%. En revanche, le coefficient de la variable revenu est significatif au seuil 5%. En ce qui concerne les élasticités de long terme estimées pour les variables revenu et prix relatif, elles prennent les valeurs 1,01 et 0,90, respectivement.

Le résultat du test DFA de la régression de cointégration confirme le rejet de l'hypothèse nulle de la non-cointégration. En effet, la valeur critique au seuil de 5% (-1,95) est supérieure à la valeur calculée (-4,23).

Tabl. 3 Résultats de l'estimation du MCE de la fonction d'exportation (variable dépendante: variation de l'exportation)

Variables indépendantes	Coefficients
Variation de Y^e	1,77 (2,53)**
Variation de Pr	-0,44 (-1,25)
Dummy-81	0,67 (2,94)**
Mécanisme à correction d'erreurs (EC_{t-1})	-0,59 (-3,04)**
R^2	0,69
R^2 ajusté	0,65
Durbin-Watson	2,05
Autocorrélation	
Ljung-Box Q(1)	1,078 (p=0,58)
Ljung-Box Q(4)	2,239 (p=0,69)
Ljung-Box Q(8)	2,239 (p=0,73)
Breusch-godfrey (LM)	0,159 (p=0,93)
Normalité	
Test de Jarque-Bera	0,02 (p=0,98)
Hétéroscédasticité	
Test ARCH	0,79 (p=0,37)
Tests de White	4,02 (p=0,77)

Notes: (1) Les valeurs de t de Student sont représentées entre parenthèses
* valeur significative au seuil 10%
** valeur significative au seuil 5%
(2) Toutes les valeurs sont exprimées en logarithmes

Une fois que l'existence d'une relation de cointégration est confirmée, nous établissons un modèle à correction d'erreurs dans lequel toutes les variables s'expriment en différence, et nous incluons, en plus, un mécanisme à correction d'erreurs (EC_{t-1}) donné par les résidus de la régression de la cointégration décalés d'une période : c'est la vitesse d'ajustement qui, chaque fois qu'il y a déviation, rend le système vers l'équilibre. Aussi, il est à signaler qu'une variable dummy-81 (prend la valeur 0 durant toute la période d'analyse sauf durant 81, elle prend la valeur 1) a été introduite pour tenir compte d'une augmentation importante de l'exportation durant l'année 1981 par rapport à l'année précédente. Le tableau 3 reprend les résultats du modèle estimé et les constatations suivantes peuvent être relevées:

Le coefficient relatif au mécanisme à correction d'erreurs (-0,59) est significatif au seuil de 5% et de signe négatif, ce qui signifie que chaque année il y a un ajustement de 59% des écarts par rapport à l'équilibre de long terme enregistré durant la période antérieure. Cela confirme la relation de cointégration entre l'exportation et les variables explicatives utilisées.

Le revenu de l'UE influe notablement et d'une manière positive sur les exportations des dattes tunisiennes. En effet, l'élasticité revenu est supérieure à l'unité, indiquant ainsi que le secteur des dattes tunisiennes a bénéficié plus que proportionnellement de l'augmentation du commerce au niveau de l'UE.

Ainsi, le ralentissement au niveau de la croissance du revenu de l'UE est susceptible de limiter le potentiel du secteur exportateur des dattes tunisiennes, raison pour laquelle l'ouverture vers de nouveaux marchés d'exportation s'avère un impératif pour une meilleure expansion des exportations. Aussi, une diversification non seulement des débouchés, mais aussi des produits de l'offre tunisienne en matière de dattes, permet de réduire le risque et d'améliorer les recettes d'exportation.

Le coefficient associé à la variable compétitivité-prix (Pr) est négatif mais n'est pas significatif au seuil de 5%, ce qui indique que le prix relatif affecte faiblement le niveau des exportations des dattes. Ceci suggère aussi l'importance d'améliorer la performance de la compétitivité hors-prix à travers des mesures d'encouragements auprès des opérateurs en matière d'investissements orientés principalement vers la mise à niveau, l'amélioration de la qualité, la prospection de nouveaux marchés, la promotion et les actions de recherche et développement. Ces dernières intéresseraient davantage les techniques de récolte et de triage, la lutte biologique contre les divers fléaux des dattes, la transformation et la technologie de conditionnement, etc., et ce dans le but d'atteindre une meilleure qualité. En effet, divers travaux ont considéré le rôle de la différenciation des produits et les décisions relatives à la qualité comme étant des déterminants des flux en matière d'échanges.

De même, les résultats de l'estimation montrent que la demande interne n'exerce pas d'influence significative sur les exportations. Cela suggère *a priori* une légère séparation entre les deux marchés intérieur et extérieur. En effet, les exportations sont constituées essentiellement de la variété Deglet Nour, considérée comme étant un produit de qualité supérieure et jouissant à la fois d'une bonne appréciation sur les marchés étrangers. Toutefois, cette part destinée à l'exportation ne constitue pas un solde commercialisable, mais une part de la production répondant directement à la demande étrangère. Ainsi, les efforts doivent être orientés vers l'amélioration des conditions de commercialisation et une pénétration dans les circuits de distribution, pour une meilleure satisfaction de la demande extérieure non seulement au niveau du produit mais aussi au niveau de tous les maillons de la chaîne de commercialisation.

Finalement, une série de tests de validation du modèle ont été effectués. Ces tests montrent bien la validité du modèle spécifié dans le présent travail. En effet, comme nous pouvons l'observer dans le tableau 3, l'hypothèse nulle de non autocorrélation des résidus (tests de Ljung-Box et de Breusch-Godfrey), de l'homoscédasticité des résidus (tests de White d'hétéroscédasticité et de Engle de variance conditionnelle autorégressive ARCH) et de la normalité des résidus (test de Jarque-Bera) ne sont pas rejetées au seuil de 5%.

6. Conclusions

Le présent travail a porté sur l'analyse des déterminants majeurs de l'exportation des dattes tunisiennes durant la période 1976 à 2000 moyennant une analyse quantitative. A cet effet, une fonction d'exportation a été estimée en utilisant la technique de cointégration.

Les résultats empiriques de cette analyse révèlent que les variations dans le volume d'exportation des dattes tunisiennes sont expliquées beaucoup plus par le niveau de revenu de l'Union Européenne que par les prix relatifs. Ceci a des implications sur la stratégie commerciale des entreprises exportatrices des dattes qui devraient focaliser leur efforts davantage sur des variables autres que le prix à savoir la qualité, la promotion et les techniques de conditionnement.

En effet, la qualité est considérée à l'heure actuelle comme étant un atout majeur pour se démarquer et conquérir de nouveaux marchés. Aussi, les intervenants du secteur devraient concentrer leurs efforts vers une diversification de l'offre et une valorisation des qualités spécifiques de leurs produits.

Par ailleurs, l'analyse effectuée, bien qu'elle soit utile pour identifier les déterminants des exportations à un niveau agrégé, ne rend pas compte des effets des variables en relation avec les stratégies des entreprises qui sont de plus en plus importantes dans le commerce international. Ainsi, l'étude des aspects relatifs aux comportements et stratégies des entreprises exportatrices des dattes tunisiennes constitue un axe de recherche important à explorer dans le future.

Références

- Bachta, M.S. et Zaïbet, L. (2001). Performance compétitive de la filière dattes en Tunisie. *Tropicultura*, Belgique, n°2, pp.85-89.
- Banerjee, A., Dolado, J.; Glabraith, J. et Hendry, D. F. (1993). Co-integration, Error correction and the Econometric of Non-stationary data. Oxford University Press, Oxford.
- Belhadj, S. (2001). Les relations commerciales entre la Tunisie et l'UE : Impact de l'institution de la zone de libre-échange sur la demande d'importation et l'offre d'exportation des dattes, des agrumes et de l'huile d'olive. *Cahiers Options Méditerranéennes*, Vol.57, pp.17-27.
- Dickey, D.A. et Fuller, W.A. (1981). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, n° 74, pp. 427-431.
- Engle, R.F. et Granger, C.W. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, n° 55, pp. 251-276.
- Errabhi, L. (2000). Appréciation de la compétitivité des deux sous-secteurs : Huile d'olive et dattes. *Projet de fin d'études*, I-NAT, Tunis.
- Food and Agriculture Organization, (FAO), (Plusieurs années). Base de données.
- Groupement Interprofessionnel des Dattes (GID), (Plusieurs années). Rapport sur le déroulement de la campagne agricole de dattes. Tunis.
- Hargreaves, C.P. (1997). *Non-stationary Time Series Analysis and Co-integration*. Oxford University Press.
- Mackinnon, J.G. (1991). Critical values for cointegration test. In Engle, R.F. et Granger, C.W.J. (éds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in co-integration*. Oxford University Press, Oxford, pp. 267-276.
- Ministère de l'Agriculture (plusieurs années). *Annuaire statistiques agricoles de la Tunisie*.
- Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE), (Plusieurs années). *Economic Outlook*. Paris.
- Sai, M.B., Laajimi, A. Mahfoudhi, L. et Maaroufi, H. (2000). Le secteur oléicole en Tunisie : Eléments d'analyse de l'efficacité de l'exportation de l'huile d'olive. *Revue de l'Institut National Agronomique de Tunis*, Vol. 15, n°1, pp. 197-206.

Annexe

Résultats du test de racine unitaire

Dans ce travail, nous avons utilisé le test de Dickey-Fuller (DF) et Dickey-Fuller augmenté (DFA) pour déterminer l'ordre d'intégration des variables. Le test de DFA est basé sur la régression suivante:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon$$

Une étape importante, avant de voir la stationnarité des variables, consiste à déterminer le nombre de retard optimal car le test DFA est sensible au nombre de retard et par conséquent, nous choisissons le nombre de retard qui minimise les critères d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SBC). Le tableau suivant illustre les résultats obtenus par le test de stationnarité.

Tab. 4 Résultats du test de stationnarité				
	(log(X); Δ (log(X))	(log(Y^e); Δ log(Y^e))	(log(Pr); Δ (log(Pr))	Valeur Critique 5%
τ_t	(-2,21;-1,53)	(-1,08 ; -4,79)	(-2,43 ; -5,05)	-3,71
τ_μ	(-0,05 ; -3,13)	(-1,15 ; -4,64)	(-1,24 ; -6,00)	-3,05
τ	(1,59 ; -2,80)	(1,39 ; -3,41)	(-1,88 ; -5 ; 41)	-1,96
Nombre de retard	(7 ; 6)	(1 ; 0)	(2 ; 1)	
Notes: (1) Les tests DFA ont été réalisés sur les logarithmes de chaque série (2) Δ est l'opérateur différence ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$) (3) τ_t , τ_μ et τ sont les statistiques de DFA avec constante et tendance, avec constante et sans constante, respectivement				