

Relations dynamiques entre politique macro-économique et secteur agricole en Tunisie : Une approche de cointégration

H.E. Chebbi et J.M. Gil

Unidad de Economía Agraria, Servicio de Investigación Agroalimentaria,
Diputación General de Aragón, Apartado 727, 50080 Zaragoza, Espagne

RESUME – L'objectif de cet article consiste à analyser les relations dynamiques existant entre certaines variables de la politique macro-économique et d'autres caractéristiques du secteur agro-alimentaire en Tunisie. L'évaluation de ces interactions a permis de conclure que les effets multiplicateurs de la politique macro-économique tunisienne (offre monétaire et taux de change) sur le secteur agricole (productivité, prix reçus par les agriculteurs et exportations agro-alimentaires) sont assez limités. La réponse des exportations agro-alimentaires tunisiennes à une dévaluation du dinar tunisien s'est avérée limitée et transitoire. Ceci est dû au contingentement et à la concentration des exportations tunisiennes vers l'UE.

Mots-clés : Secteur agricole, politique macro-économique, Tunisie, cointégration.

SUMMARY – "Dynamic relationships between macroeconomic policies and the agricultural sector in Tunisia: A cointegration approach". The objective of this paper is to analyse the existing relationships between the Tunisian macroeconomic policy and the agricultural sector. The methodology used is based on the multivariate cointegration approach. Results indicate that monetary policy has a very limited impact on agricultural variables (prices and exports). On the other hand, the response of Tunisian agro-food exports to a shock on the exchange rate is very short in nature as most exports are sent to the EU and are limited by negotiated quotas.

Key words: Agricultural sector, macroeconomic policy, Tunisia, cointegration.

Introduction

Nous pouvons dire que l'économie tunisienne est de plus en plus diversifiée avec une base industrielle en croissance continue et un important niveau d'exportation. La Tunisie a entamé depuis 1987 un vaste programme de réformes économiques visant la réhabilitation des mécanismes de marché et l'ouverture accrue de son économie sur l'extérieur. Ces réformes qui ont concerné différents domaines tels que le cadre réglementaire, la fiscalité, les prix, le commerce extérieur, l'investissement, le système bancaire et financier ont permis de changer le paysage économique du pays et de réaliser des résultats encourageants tant au plan quantitatif que qualitatif.

Le principal défi des années à venir consiste à engager l'économie tunisienne sur un sentier de croissance plus rapide et durable dans un contexte de mondialisation du commerce. D'ailleurs, la Tunisie, déjà membre de l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC), a signé depuis juillet 1995 un accord de partenariat avec l'Union Européenne prévoyant l'établissement progressif (sur 12 ans) d'une zone de libre échange, traduisant ainsi sa volonté de s'inscrire dans la dynamique de l'économie mondiale et, par conséquent, de mieux s'intégrer au contexte international.

Les produits agricoles pour lesquels il est convenu d'entamer des négociations à partir de l'an 2000, ne sont pas concernés dans une première phase par cette zone de libre échange. Ils bénéficient d'un traitement spécial sur une période de 5 années (1996-2000) dans lequel le régime préférentiel accordé à ces produits depuis 1987 sera maintenu. La détermination des effets de la libéralisation des échanges commerciaux sur le secteur agricole et le commerce agro-alimentaire tunisien est difficile encore à quantifier et entre directement dans le débat largement ouvert sur les effets de la mondialisation du commerce agricole.

Cette étude s'attache à apprécier un aspect particulier et important du secteur agricole en Tunisie. Notre objectif est d'analyser les relations dynamiques qui peuvent exister entre la politique macro-économique et le secteur agricole et les effets des variables macro-économiques sur la compétitivité

du commerce agro-alimentaire tunisien. Le concept global de la compétitivité du commerce agro-alimentaire englobe tout un complexe d'interconnexions entre l'agriculture et l'ensemble de l'économie.

Le secteur agro-alimentaire tunisien

Le secteur agro-alimentaire est d'une grande importance dans l'économie tunisienne. Il assure entre 12% et 15% du Produit Intérieur Brut tunisien et bénéficie d'une grande position exportatrice. La participation du secteur de l'agro-alimentaire tunisien a représenté en 1998, 9,6% de la valeur des exportations totales du pays avec un volume de 627 millions de dinars (Tableau 1). Cette participation dépend, en grande mesure, des conditions climatiques et des résultats des différents secteurs liés à l'agriculture.

Tableau 1. Part du secteur agro-alimentaire tunisien dans les exportations totales (millions de dinars)

	1996		1997		1998	
	Valeur	%	Valeur	%	Valeur	%
Exportations totales de la Tunisie	5372,0	100,0	6147,9	100,0	6518,3	100,0
Agriculture, pêche et industries agro-alimentaires	404,8	7,5	681,7	11,1	627,0	9,6
Agriculture et pêche	169,9	3,1	181,4	3,0	220,4	3,4
Industries agro-alimentaires	234,9	4,4	500,3	8,1	406,6	6,2

La structure des exportations agro-alimentaires tunisiennes durant les années 1990 s'est maintenue assez invariable et s'articule autour quelques exportations (Chebbi, 1997). L'huile d'olive est le principal produit exporté par la Tunisie. Les produits de la mer viennent au deuxième rang, représentant 20% du total des exportations agro-alimentaires tunisiennes. Les fruits¹ viennent en 3ème place en matière d'exportations des produits agricoles. Ces exportations se concentrent sur le marché de l'Union Européenne, qui absorbe 85% des destinations tunisiennes.

Les exportations agro-alimentaires sont toujours tributaires du marché européen qui constitue son principal débouché. Cette situation résulte des accords préférentiels et ceux d'association dont bénéficie la Tunisie. Les prix élevés du marché européen ne poussent pas au développement de stratégies de diversification des débouchés de la production tunisienne.

L'agriculture tunisienne met en œuvre plusieurs instruments de régulation lesquels font appel à cinq mécanismes de politique économique : (i) le développement des infrastructures agricoles et l'encouragement à l'investissement privé ; (ii) la mobilisation et la protection des ressources naturelles ; (iii) la formation des agriculteurs et la diffusion des nouvelles techniques ; (iv) le contrôle des prix des produits, des intrants agricoles et des prix à la consommation² ; et (v) la protection du marché intérieur vis-à-vis des concurrents étrangers.

Analyse empirique

Pour l'analyse des relations entre la politique macro-économique et le secteur agricole, nous avons considéré les caractéristiques propres du système agricole et alimentaire et certaines variables d'envergure de la politique macro-économique en Tunisie. Les séries retenues pour notre étude concernent cinq variables annuelles sélectionnées en fonction de leurs caractéristiques sur une période allant de 1962 à 1994 : la valeur des exportations agro-alimentaires tunisiennes (VEXP) ;

¹Au sein de ce chapitre, les dattes représentent le produit star des exportations tunisiennes. En 1998, ces exportations ont représenté 11,2% du total des exportations agricoles et plus de 85% du total des fruits.

²Le secteur de l'agriculture et de la pêche connaît deux types de réglementation des prix : le contrôle de quelques prix à la production et le contrôle des prix de certains intrants utilisés par la branche agricole.

l'indice des prix à la production (IPP) ; l'indice de la productivité totale des facteurs agricoles (PROD) ; l'offre monétaire en Tunisie (M1) ; et le taux de change – dinars par dollar – (TCN).

Le PROD en Tunisie ne peut pas être mesuré directement. Dans cette étude, nous adoptons une mesure simple pour calculer la productivité et qui a été appliquée également par Arnade et Vasavada (1995). Ces auteurs suggèrent l'estimation de la productivité du secteur agro-alimentaire en se servant d'autres variables et en supposant que la production finale du secteur agro-alimentaire peut être représentée au moyen d'une fonction de type Cobb-Douglas :

$$Y = A \prod_{i=1}^n X_i^{\beta_i} \quad [1]$$

où : Y = output du secteur agricole ; X_i = intrants utilisés dans le processus de production ; A, β_i = paramètres à estimer ; n = nombre d'inputs utilisés.

Une estimation de la productivité totale du secteur en Tunisie pourra être obtenue par l'expression suivante :

$$\hat{A} = \frac{Y}{\prod_{i=1}^n X_i^{\hat{\beta}_i}} \quad [2]$$

Soient \hat{A} et $\hat{\beta}$ les estimations des paramètres mentionnés antérieurement, en précisant que l'utilisation de la fonction [1] est restrictive et implique une homoscédasticité et des élasticités de substitution unitaires. Nonobstant, nous pouvons considérer cette fonction comme étant une approximation acceptable pour refléter les effets de la productivité du secteur sur les variables retenues par notre étude.

Pour l'estimation du modèle [1], les chroniques suivantes ont été considérées : (i) indice de la production alimentaire (base 1989-1991) ; (ii) surface agricole totale (milliers d'hectares) ; (iii) emploi agricole (nombre de personnes) ; (iv) fertilisants (tonnes métriques) ; et (v) mécanisation agricole (tonnes métriques de capacité).

L'équation [1] a été estimée moyennant la procédure des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Les résultats de l'estimation économétrique sont présentés dans le Tableau 2. A partir des paramètres estimés, nous calculons la productivité totale suivant l'expression [2]. D'un point de vue économique, l'agriculture tunisienne est intensive en main d'œuvre et en fertilisants, tandis que la mécanisation agricole joue un rôle résiduel.

Tableau 2. Estimation de la fonction de production pour l'agriculture tunisienne³

Variabes	Paramètres estimés
Surface agricole totale	0,05906
Emploi agricole	0,52466*
Fertilisants	0,35629**
Mécanisation agricole	0,05997

$R^2 = 0,730349$

BG(1)b = 0,320721

a (**)Paramètre significatif testé à 10% (5%).

b Test d'autocorrélation d'ordre 1 Breuch-Godfrey (BG).

Toutes les variables sont transformées en logarithmes. Plusieurs raisons justifient cette démarche.

³Lors de l'estimation de la productivité du secteur agricole, nous avons considéré dans une première étape la variable pluviométrie en Tunisie. Néanmoins elle résulte non significative.

La première est purement statistique puisque la transformation logarithmique agit sur les séries en amortissant l'amplitude des fluctuations et par conséquent elle permet d'atteindre plus facilement la stationnarité en variance après la première différenciation. La seconde possède des implications économiques. Dans le cas où les variations seraient minimes, la première différence du logarithme d'une variable est approximativement égale au taux de variation de la série d'origine. De cette manière, si une variable en logarithme est intégrée d'ordre 1, le taux de variation de la variable d'origine est constant (Hamilton, 1994).

Stationnarité et cointégration

Notre étude repose sur la spécification et l'estimation d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR). Pour une spécification correcte du modèle VAR, il faut tenir compte des propriétés des séries et déterminer si les chroniques sont stationnaires ou non. Dans le cas où les séries ne seraient pas stationnaires, il est nécessaire de déterminer leur ordre d'intégrité. Un même ordre d'intégrité peut être synonyme de cointégration. La recherche de stationnarité (Tableau 3) s'est effectuée au moyen des tests de Dickey et Fuller sur la recherche de racine unité selon la stratégie proposée par Harris (1995). Cette stratégie tient compte surtout de la grandeur optimale des retards considérés et de la composante déterministe significative pour la réalisation des tests. La grandeur des retards dans chaque série est déterminée selon le critère BIC de Schwarz (1978), en supposant que les résidus suivent un bruit blanc.

Tableau 3. Tests de racines unité de Dickey et Fuller

(A) Série en niveaux $H_0: I(1)$							
Modèle	Statistique [†]	Valeur significative au seuil 5%	PROD	M1	IPP	TCN	VEXP
Nombre de retards associés aux variables ^{**}			1	1	1	1	2
$Y_t = \mu + \beta t + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$	τ_τ	-3,50	-1,41	-1,27	-2,34	-1,42	-1,57
	Φ_3	6,73	1,81	0,84	3,84	1,16	2,65
$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$	τ_μ	-2,93	-1,47	-0,44	-1,08	-0,49	-1,07
	Φ_1	4,86	5,5*	5,23*	11,06*	5,03*	4,98*
	BG (1) ^{***}	3,84	1,35	0,05	1,61	0,29	3,08
	BG (2) ^{***}	5,99	1,8	0,72	2,19	2,95	4,12
(B) Série en différences $H_0: I(2)$							
Modèle	Statistique [†]	Valeur significative au seuil 5%	PROD	M1	IPP	TCN	VEXP
$\Delta^2 Y_t = \alpha \Delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta^2 Y_{t-j}$	τ	-1,95	-5,09*	-2,23*	-2,00*	-3,79*	-7,32*
	BG (1) ^{***}	3,84	2,00	1,32	1,48	1,47	1,32
	BG (2) ^{***}	5,99	1,91	3,40	1,48	3,36	2,72

[†] Rejet de l'hypothèse nulle pour le seuil de signification de 5%. Les valeurs critiques se présentent dans Dickey et Fuller (1981).

^{**} Le nombre de retards p est déterminé à l'aide du critère de Schwarz, avec l'utilisation de 10 retards au maximum.

^{***} Test d'autocorrélation Breuch-Godfrey (BG) sur les résidus de la régression pour vérifier la présence d'autocorrélation d'ordre 1 et 2.

En premier lieu, nous avons réalisé le test d'hypothèse d'une racine unité au moyen de la statistique de Dickey et Fuller (1979). Les résultats obtenus confirment que la tendance n'est pas

significative pour les cinq chroniques retenues (selon la statistique Φ_3). Par conséquent, les tests se sont basés sur le modèle qui inclut une constante. Dans tous les cas les valeurs observées sont en dessous d'une valeur significative, ce qui implique que l'hypothèse I(1) est retenue. Par ailleurs, nous avons inclus les tests d'autocorrélation d'ordre 1 de Breusch-Godfrey. Les valeurs de ces derniers sont au-dessous d'une valeur significative, ce qui affirme que l'équation correspondante à chaque série est correctement spécifiée. En second lieu, nous avons testé l'existence de deux racines unité afin d'éviter les problèmes signalés par Dickey et Pantula (1987). Suite à la première la différenciation de chaque série, les tests sont réalisés sur un modèle ne comportant ni la constante, ni la tendance. Dans tous les cas nous rejetons l'hypothèse d'une série I(2). Ainsi, nous pouvons déduire que les cinq séries chronologiques retenues sont intégrées d'ordre 1.

Ayant vérifié que toutes les chroniques sont intégrées du même ordre, nous passons à la détermination des relations de cointégration existantes entre les variables retenues. Dans notre étude, nous abordons les relations d'équilibre à long terme entre les variables en utilisant des techniques de cointégration. Les tests sur l'existence des relations de cointégration sont abordés selon l'approche multivariée de Johansen (1988), avec l'estimation d'un modèle à correction d'erreur (ECM).

Cette approche possède plusieurs avantages. Elle permet de vérifier simultanément l'ordre d'intégration des variables et la présence de relations de cointégration entre elles et d'estimer tous les vecteurs de cointégration sans imposer a priori l'existence d'un vecteur unique et sans être affectée par l'endogénéité des variables impliquées dans la relation de cointégration (Suriñach *et al.*, 1995).

Johansen (1988) donne au modèle VAR de m variables et d'ordre p l'écriture suivante :

$$Y_t = \mu + \pi_1 Y_{t-1} + \dots + \pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad [3]$$

où : Y_t = vecteur colonne d'ordre ($m \times 1$) ; m = nombre de variables endogènes du modèle ; μ = vecteur d'éléments déterministes (constante, tendance ou variables aléatoires) ; ε_t = processus bruit blanc.

Le modèle VAR(p) exprimé en [3] peut se formuler comme un modèle à correction d'erreur (ECM) qui, sous la forme matricielle adopte la forme suivante :

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad [4]$$

où : $\Gamma_i = -(I - \pi_1 - \dots - \pi_i)$, $i = 1, \dots, p-1$; $\Pi = -(I + \pi_1 - \dots - \pi_p)$.

La matrice Π , d'ordre ($m \times m$) contient l'information sur les relations existantes a long terme entre les variables. Pour que la formulation [4] soit équilibrée, il nécessaire que $\Pi_p Y_{t-p}$ soit I(0).

L'hypothèse de cointégration se formule en termes du rang (r) de la matrice Π . Ce rang de cointégration représente le nombre de vecteurs de cointégration existants entre les variables contenues dans Y_t . En général, si entre m variables existent r relations de cointégration, ceci signifie qu'il y a m-r tendances stochastiques communes.

Les différents cas qui peuvent se présenter sont : (i) si $r = 0$, Π est une matrice nulle, donc l'expression [4] présentera uniquement des variables en premières différences et les variables du vecteur Y_t seront I(1). Par conséquent, il n'existe aucun vecteur de cointégration ; (ii) si $r = m$, le processus Y_t sera stationnaire ; et (iii) si $0 < r < m$, dans de ce cas il faut avoir r relations de cointégration. Π peut être décomposée sous la forme du produit $\Pi = \alpha \beta'$, où les matrices α et β sont d'ordre $m \times r$. La matrice β' renferme, par files, chaque vecteur de cointégration, en étant $\beta' Y_t$ stationnaire. Les files de cette matrice génèrent l'espace de cointégration. La matrice α renferme "le poids" ou la pondération des vecteurs de cointégration dans chacune des équations du système. Nous pouvons aussi l'interpréter comme la vitesse d'ajustement de chaque variable pour récupérer la position d'équilibre de long terme chaque fois que se produisent des déviations dans cet équilibre.

Johansen (1988) a démontré que l'estimateur du maximum de vraisemblance de l'espace défini par β correspond aux r corrélations canoniques majeures au carré existantes entre les résidus de Y_{t-p}

et ΔY_t corrigées par les effets de $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}$. Cet auteur a suggéré une procédure pour réaliser les tests d'hypothèses sur le nombre exact des relations de cointégration existantes entre un ensemble de variables et pour obtenir ces estimations du maximum de vraisemblance. Il part de l'estimation des modèles VAR suivants :

$$\Delta Y_t = c + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{0i} \Delta Y_{t-i} + V_{0t}$$

$$Y_{t-p} = d + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{1i} \Delta Y_{t-i} + V_{1t}$$

où : c et d sont deux vecteurs de constantes.

A partir des deux matrices de résidus obtenues, R_{0t} et R_{1t} , nous obtenons une série de matrices de moments d'ordre 2 :

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{ij} R'_{ij} \quad i, j = 0, 1$$

La matrice β se détermine en résolvant l'équation :

$$\lambda S_{11} - S_{10} S_{11}^{-1} S_{01} = 0 \quad [5]$$

Les solutions de [5] sont un ensemble de m valeurs propres $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_m$ qui leurs sont associés réciproquement, m vecteurs propres $V = (v_1, v_2, \dots, v_m)$ normalisés selon l'expression $V'S_{11}V = 1$, et classées selon un ordre décroissant. Ces expressions s'utilisent pour construire deux statistiques basées sur le rapport de vraisemblance, pour tester le nombre de vecteurs de cointégration dans Y_t . La première statistique, connue comme le test de la trace, vérifie l'hypothèse nulle qui établit l'existence de r vecteurs de cointégration au maximum, et se définit comme suit :

$$T_r = -T \sum_{i=r+1}^m \log(1 - \lambda_i)$$

où : $\lambda_{r+1}, \dots, \lambda_m$ sont les p-r corrélations canoniques de R_{0t} relatives à $R_{1t} \cdot \Delta Y_t$

Le second test, appelé λ -maximum, vérifie l'hypothèse nulle qui établit l'existence exactement de r vecteurs de cointégration dans Y_t , et il est donné par l'expression suivante :

$$\lambda_{\max} = -T \log(1 - \lambda_{r+1})$$

Pour l'application de l'approche multivariée de Johansen, nous spécifions un modèle ECM avec cinq équations, incluant chacune d'elles une constante dans l'espace de cointégration et deux retards⁴. Pour le test du rang de cointégration (nombre de vecteurs de cointégration existants dans le système), nous appliquons les statistiques de λ -maximum et de la trace. Les résultats des statistiques λ -maximum et de la trace employés pour déterminer le rang de cointégration sont présentés dans le Tableau 4.

Pour un seuil de signification de 5%, le test de la trace révèle l'existence de deux vecteurs de cointégration et le test de λ -maximum indique l'existence d'un seul vecteur. Par ailleurs, Harris (1995) indique que le test de la trace est plus fiable pour des échantillons de taille finie. Par conséquent, nous considérons l'existence de deux vecteurs de cointégration ou relations d'équilibre à long terme.

⁴L'application de la statistique proposée par Tiao et Box (1981) sur le modèle VAR en niveaux défini en [3], a permis de trouver deux retards.

Tableau 4. Tests de λ -maximum et de la trace pour déterminer le rang de cointégration*

$H_0: r =$	p-r	λ -Max	Valeur significative (90%)	Valeur significative (95%)
0	5	40,78	31,66	34,40
1	4	25,87	25,56	28,14
2	3	18,55	19,77	22,00
3	2	10,86	13,75	15,67
4	1	3,67	7,52	9,24

$H_0: r \leq$	p-r	Trace	Valeur significative (90%)	Valeur significative (95%)
0	5	99,72	71,86	76,07
1	4	58,94	49,65	53,12
2	3	33,07	32,00	34,91
3	2	14,53	17,85	19,96
4	1	3,67	7,52	9,24

*Les valeurs significatives figurent dans Osterwald-Lenum (1992).

Relations d'équilibre à long terme

Johansen et Juselius (1990) ont développé différentes méthodes pour tester des hypothèses concernant les coefficients de α et β . La vérification des hypothèses sur les paramètres β_i fait face à deux problèmes: le premier, traduire le concept théorique de la formulation de l'hypothèse, et le second, définir la matrice H adéquate pour chaque hypothèse formulée. Cette matrice diffère d'un test d'hypothèse à un autre.

Les hypothèses concernant β adoptent la forme matricielle suivante :

$$B = H \Phi$$

où : H = matrice d'ordre ($m \times s$) ($r \leq s \leq m$), définie adéquatement, où s est le nombre de coefficients β_i qui ne sont pas contraints, et Φ est une matrice d'ordre ($s \times r$).

Cette statistique permettant de vérifier la dernière hypothèse appartient également à la famille des tests du maximum de vraisemblance. Sous l'hypothèse nulle, les nouveaux vecteurs et valeurs propres peuvent être obtenus en résolvant l'équation suivante :

$$|\lambda H' S_{11} H - H' S_{10} S_{11}^{-1} S_{01} H| = 0$$

Les nouvelles estimations des valeurs propres seront $\lambda_1^*, \lambda_2^*, \dots, \lambda_m^*$; tandis que les nouvelles estimations des différents paramètres des relations à long terme seront données par le produit de la matrice H par les vecteurs propres associés aux solutions de l'équation antérieure.

A partir de ces résultats, nous pouvons calculer la valeur de la fonction de vraisemblance sous l'hypothèse nulle. Analogiquement, l'hypothèse alternative est aussi connue, la statistique du test sera égale à :

$$-2 \log(Q) = T \sum \log[(1 - I_i^*) (1 - I_i)] \quad i = 1, 2, \dots, r$$

qui se distribue sous l'hypothèse nulle selon une χ^2 de $(m-s) \times r$ degrés de liberté.

Dans ce travail, nous avons vérifié si les cinq variables (M1, IPP, TCN, PROD y VEXP) entrent dans les relations de cointégration ($\beta' Y_t$). Autrement dit, si tous les coefficients β_i sont individuellement significatifs. Le test adopte l'hypothèse générale suivante :

$$H_0: \beta_i = 0$$

Par exemple, pour vérifier la signification de IPP ($H_0: \beta_{IPP} = 0$), la matrice H adoptera l'expression matricielle suivante :

$$H = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Les résultats des tests déjà mentionnés d'égalisation à zéro se présentent dans la partie (A) du Tableau 5. L'offre monétaire (M1), le taux de change (TCN), et la productivité du secteur agricole (PROD) sont individuellement significatifs. Pour le cas de la valeur des exportations (VEXP) et l'indice des prix reçus par les agriculteurs (IPP), il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle de la non-signification individuelle. En résumé, nous considérons que seulement les trois variables M1, TCN et PROD interviennent dans les relations à long terme.

Tableau 5. Tests sur les éléments des vecteurs de cointégration

(A) Tests sur les paramètres β			
Hypothèse nulle	Valeur de la statistique	Valeur significative à 1%	Valeur significative à 5%
$\beta_{M1} = 0$	9,45	4,61	5,99
$\beta_{IPP} = 0$	2,94	4,61	5,99
$\beta_{TCN} = 0$	6,10	4,61	5,99
$\beta_{PROD} = 0$	18,33	4,61	5,99
$\beta_{VEXP} = 0$	3,66	4,61	5,99
Constante = 0	9,33	4,61	5,99
(B) Tests sur les paramètres α^{\dagger}			
Hypothèse nulle	Valeur de la statistique	Valeur significative à 1%	Valeur significative à 5%
$\alpha_{M1} = 0$	28,63	10,6	12,59
$\alpha_{IPP} = 0$	24,45	10,6	12,59
$\alpha_{TCN} = 0$	11,63	10,6	12,59
$\alpha_{PROD} = 0$	13,10	10,6	12,59
$\alpha_{VEXP} = 0$	12,84	10,6	12,59

[†] Les tests sur α sont réalisés en imposant $\beta_{VEXP} = 0$ et $\beta_{IPP} = 0$.

Selon Johansen et Juselius (1990), les paramètres α_i donnent deux types d'information qui font référence à leurs grandeurs et leurs significations. La grandeur des paramètres ou coefficients d'ajustement, donne une idée sur la vitesse d'ajustement de la variable soumise à un choc pour retourner à la situation estimée d'équilibre de long terme.

Une valeur faible indique que face à une situation transitoire de déséquilibre, la variable en question s'ajuste lentement pour retourner au sentier d'équilibre à long terme. Tandis qu'un coefficient élevé indique que l'ajustement vers l'équilibre se réalise rapidement.

Quant à la vérification de la signification des paramètres α_i , des valeurs non significatives montrent que la série en question est exogène par rapport aux paramètres de l'équilibre de long terme et ne peut pas être affectée par des chocs sur la relation d'équilibre entre le reste des variables du système.

L'hypothèse nulle adopte l'expression suivante :

$$H_0: \alpha = A\Psi$$

où : A est une matrice (m×n) désignée convenablement et n est le nombre de coefficients de α non contraints. Cette hypothèse peut être écrite comme $B'\alpha = 0$, où B est une matrice d'ordre m × (m-n) avec $B'A = 0$. Pour vérifier cette hypothèse nous devons, en premier lieu, résoudre l'équation :

$$|\lambda S_{11,b} - S_{1a,b} S^{-1}_{aa,b} S_{a1,b}| = 0 \quad [6]$$

où :

$$S_{ij,b} = S_{ij} - S_{ib} S^{-1}_{bb} S_{bj} \quad i, j = a, 1$$

$$S_{i1} = I' S_{01} \quad i = a, b$$

$$S_{ij} = I' S_{00} J \quad i, j = a, b$$

La résolution de [6] génère un nouvel ensemble de valeurs propres $\lambda_{11}, \lambda_{12}, \dots, \lambda_{1m}$ qui leur est associé le même nombre de vecteurs propres ($v_{11}, v_{12}, \dots, v_{1m}$), normalisés selon l'expression $V_1' S_{11,b} V_1 = 1$

A partir de ces valeurs, se définit un nouveau test basé sur le rapport de vraisemblance. Cette statistique est exprimée de la manière suivante :

$$-2 \log(Q) = T \sum \log \left[\frac{(1 - \lambda_{ii})}{(1 - \lambda_i)} \right] \quad i = 1, 2, \dots, r$$

et se distribue comme une χ^2 de r × (m-n) degrés de liberté.

Les tests d'exogénéité débile ou de signification individuelle des paramètres α_i sont réalisés en définissant adéquatement la matrice B. L'hypothèse nulle adopte la forme générique suivante :

$$H_0: \alpha_i = 0$$

Par exemple, pour tester l'exogénéité de IPP ($\alpha_{IPP} = 0$), la matrice B adopte l'expression : $B = (0 \ 1 \ 0 \ 0 \ 0)$.

Les tests sur α ont été menés en imposant a priori l'égalité à zéro des paramètres β_{VEXP} et β_{IPP} sont égaux à zéro. Dans tous les cas, nous rejetons l'hypothèse nulle d'exogénéité faible, et ainsi tous les paramètres α_i sont individuellement significatifs (Tableau 5).

Pour faciliter l'interprétation des relations de cointégration rencontrées, nous avons normalisé le premier vecteur par le TCN, et le deuxième par le PROD. Lütkepohl (1993) souligne la difficulté d'interpréter les coefficients estimés à cette étape, comme des élasticités en ignorant les relations à court terme. Néanmoins, les expressions [7] et [8] peuvent nous donner une idée sur les relations existantes entre les variables objet d'étude :

$$TCF = 8,542 - 0,852M1 + 4,460PROD \quad [7]$$

$$PROD = 2,386 + 0,265M1 + 0,053TCF \quad [8]$$

En conclusion, nous pouvons rapprocher le premier vecteur à la politique monétaire. Le signe de la variable M1 respecte la théorie monétaire puisqu'une croissance de l'offre monétaire génère une appréciation de la monnaie. En Tunisie la politique d'ajustement structurel a été accompagnée par des grands efforts pour libéraliser et privatiser les structures économiques et éliminer les contrôles bancaires pour les opérations d'exportation.

Le second vecteur qui explique la productivité reste plus difficile à expliquer. Le signe positif de l'offre monétaire indiquerait qu'une croissance de M1 pourra causer une hausse du taux d'intérêt et par la suite des coûts de production, et par conséquent une croissance de la production agricole devra se réaliser via productivité et non pas investissement coûteux dans le secteur agricole tunisien.

Relations dynamiques à court terme

La méthodologie VAR offre la possibilité d'analyser les relations dynamiques à court terme entre les variables du modèle à travers l'étude de la réponse dynamique du vecteur autorégressif suite à un choc unitaire subit par la série.

Les fonctions de réponse impulsionnelle sont obtenues à partir de la représentation moyenne mobile (MA) du modèle VAR. Ces fonctions décrivent la réponse de chaque variable pendant la période $t+s$ suite à un choc inattendu (exogène) dans les autres variables du système (ou elle-même), réalisé au cours de la période t , en maintenant tout le reste constant.

Les valeurs de la fonction de réponse impulsionnelle, pendant un laps temporel qui commence à partir du moment de la réalisation du choc, fournissent l'information concernant la durée, le sens et la grandeur des réponses.

En partant du modèle VAR suivant :

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t \quad [9]$$

où : $Y_t = \{y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt}\}$ vecteur $m \times 1$, où m est le nombre de variables dans le système ; A_{t-l} = matrice $m \times m$ de paramètres autorégressifs, où l fait référence au retard du vecteur associé aux variables ($l = 1 \dots p$) ; $u_t = \{u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{mt}\}$ vecteur $m \times 1$ de résidus, qui satisfait les hypothèses suivantes :

$$E[u_t] = 0$$

$$E[u_t u_t'] = \Sigma_u$$

$$E[u_t u_s'] = 0 \quad s \neq t$$

Sous l'hypothèse de la stabilité (stationnarité des séries), le modèle VAR en [9] suit un processus $MA(\infty)$, de telle manière que la valeur de Y_t peut être exprimée en fonction du vecteur des résidus et de ses valeurs passées :

$$Y_t = u_t + \Phi_1 u_{t-1} + \Phi_2 u_{t-2} + \dots \quad [10]$$

où : Φ_l est une matrice $l \times l$ de paramètres de la composante moyenne mobile et l fait référence au retard associé aux résidus.

Cette écriture du modèle VAR permet l'étude de la propagation d'un choc au cours du temps à condition, cependant, que les résidus soient orthogonaux (entre-eux) et indépendants.

Cette caractéristique est rarement vérifiée en économie. Il est alors impossible de parler de l'effet d'un choc isolé sur une variable. Le choc appliqué à une variable i aura des répercussions fatales sur les autres variables par biais des liaisons résiduelles. Sims (1980) suggère cependant une procédure simple pour rendre la matrice des variances-covariances résiduelle orthogonale, en utilisant la factorisation de Choleski. Cette transformation, nonobstant, dépend du classement des variables dans le système. Des classements différents donnent lieu à des décompositions différentes. Dans la pratique, les variables sont ordonnées selon leur ordre décroissant d'exogénéité.

Pour l'obtention des fonctions de réponse impulsionnelle, nous avons repris le modèle à correction d'erreur déjà estimé (avec $\beta_{VEXP} = \beta_{IPP} = 0$). La représentation ECM du modèle résultant est utilisée

pour calculer les fonctions de réponse impulsionnelle. Le classement choisi consiste à placer en premier lieu les variables qui se dérivent de la politique macro-économique de la Tunisie, suivies par les variables en rapport avec le secteur agro-alimentaire. Concrètement, nous adoptons l'ordre suivant de causalité: l'offre monétaire (M1) ; le taux de change (TCN) ; la productivité du secteur (PROD) ; l'indice des prix reçus par les agriculteurs (IPP) et les exportations agro-alimentaires tunisiennes.

La réponse impulsionnelle de chaque variable a été normalisée par rapport à son écart type. En considérant cette normalisation les réponses peuvent être interprétées comme des variations en pourcentages dans l'écart type (Lütkepohl, 1993). Dans les Figs 1 à 5 se présentent les réponses des variables du système⁵. La Fig. 1 représente les réponses des cinq variables du système au choc positif produit par l'offre monétaire. Ce choc positif correspond à une politique monétaire d'expansion.

Selon le modèle Keynésien, la politique monétaire se traduit par une déformation de la structure des taux d'intérêts nominaux qui se répercute sur la structure des taux réels sous une hypothèse de rigidité des prix à court et moyen termes. La variation du coût de capital qui en résulte se répercute ensuite sur les composantes de la demande agrégée sensibles au taux d'intérêt. Cet effet peut être considéré comme l'effet direct de la politique monétaire.

La politique monétaire engendre également un effet indirect via la variation du taux de change. Les ajustements financiers internationaux induits par la variation des taux d'intérêts aboutissent ici à une modification de la parité nominale de la monnaie nationale. Une impulsion monétaire positive provoque une diminution du taux d'intérêt qui se traduit dans le secteur agricole par une réduction des prix des inputs sensibles au taux d'intérêt tel que l'input capital. L'effet indirect de la politique monétaire transitant par le taux de change va en partie abaisser cet effet direct. En effet, la dévaluation du taux de change nominal induite par les réductions des taux d'intérêt fait augmenter le prix des inputs importés et réduit par-là l'offre optimale du secteur agricole. L'effet net de ces canaux de transmission directs et indirects de la politique monétaire sur l'offre du secteur agricole dépend ici de la taille relative de ces deux effets.

Les résultats de la Fig. 1 montrent que le comportement de l'économie tunisienne est assez cohérent avec les postulats keynésiens. Cependant, dans le contexte de la politique macroéconomique de la Tunisie, l'effet d'une politique monétaire expansive sur les taux d'intérêt est douteux, puisque la Tunisie appliquait un taux d'intérêt préétabli. Certains auteurs comme Owoye et Onafowora (1994) recommandent l'utilisation du crédit disponible de telle manière qu'une politique monétaire expansive pourra augmenter le crédit disponible qui à son tour facilitera l'investissement productif.

En premier lieu, l'effet d'une politique monétaire expansive sur le taux de change est positif mais, il n'est pas significatif. Etant donné que le taux de change est exprimé en dinars par dollar, la hausse du taux de change implique une dévaluation de la monnaie. Le fait qu'il ne soit pas significatif est dû à l'intervention de l'Etat dans sa fixation tout au long de la période de notre étude, ce qui réduit énormément l'impact sur la dévaluation de la monnaie.

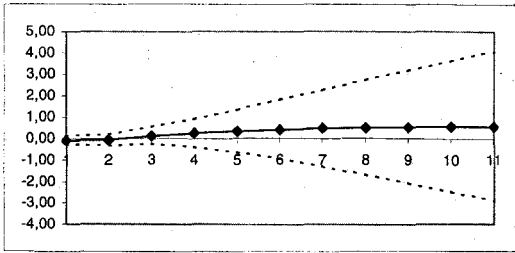
Quant à l'effet sur la productivité, il résulte positif et dure environ 5 ans. L'effet positif est le résultat de deux forces : une augmentation de l'offre monétaire génère une augmentation du revenu, et ainsi un déplacement de la demande interne. A son tour, la possibilité de disposer d'un volume plus important de crédit permet la réalisation d'investissements et l'amélioration de la productivité.

Comme conséquence négative, nous soulignons la hausse des prix des inputs utilisés dans le processus de la production agricole suite à l'augmentation de l'offre monétaire. Dans tous les cas, l'effet sur les coûts paraît moins important que les deux effets précédents.

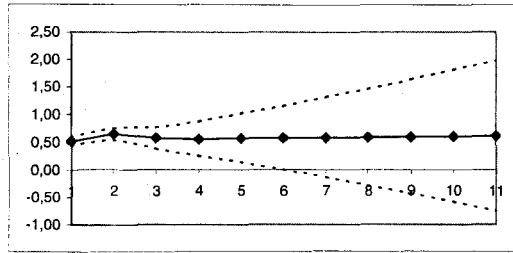
L'effet sur les prix reçus par les agriculteurs tunisiens est aussi positif et durable. Il s'agit d'une conséquence logique de l'élévation des coûts de production et de l'expansion de la demande, étant donné qu'une grande partie des produits alimentaires sont subventionnés.

⁵Les lignes en points continus présentent les intervalles de signification des réponses au seuil de 5%.

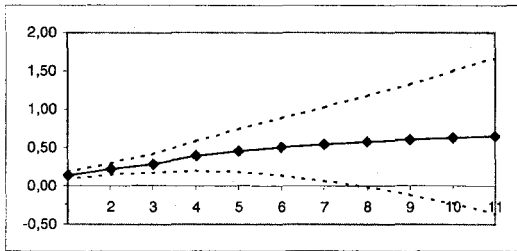
Réponse de TCN au choc produit sur M1



Réponse de PROD au choc produit sur M1



Réponse de IPP au choc produit sur M1



Réponse de VEXP au choc produit sur M1

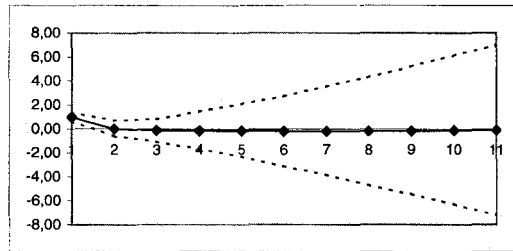
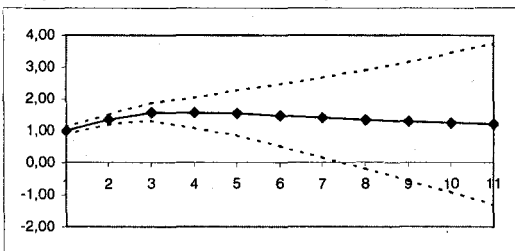


Fig. 1. Fonctions de réponse impulsionnelle : effet d'un choc produit sur l'offre monétaire.

Nous avons pu constater aussi, qu'une politique monétaire expansive peut engendrer une augmentation au niveau des exportations. Cependant, son impact est très limité et ne dure qu'une seule période. Ceci trouve son explication dans le fait que la politique monétaire est peu significative en relation avec le taux de change (effet indirect).

La Fig. 2 présente les effets d'une dévaluation de la monnaie tunisienne par rapport au dollar. Nous considérons uniquement les effets sur le taux de change (la propre variable) et sur les exportations agro-alimentaires tunisiennes.

Réponse de TCN au choc produit sur TCN



Réponse de VEXP au choc produit sur TCN

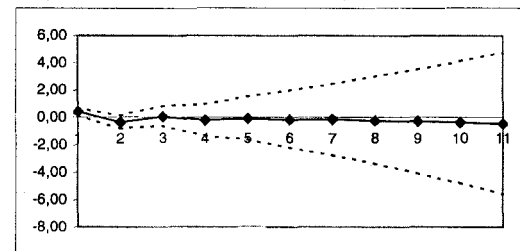
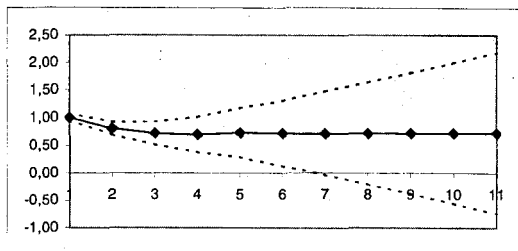


Fig. 2. Fonctions de réponse impulsionnelle : effet d'un choc produit sur le taux de change.

D'une manière générale, nous pouvons dire que la dévaluation provoque un effet durable sur le taux de change, comme l'indique la théorie macro-économique, tandis que, l'effet de la dépréciation du taux de change sur les exportations est transitoire et se limite seulement à une année. La concentration des exportations vers le marché de l'Union Européenne qui absorbe près de 85% des exportations agro-alimentaires tunisiennes et la mise en application des quantités de référence ou contingents tarifaires pour ces exportations limitent considérablement l'effet de la dévaluation.

Nous supposons maintenant, l'augmentation brusque de la productivité du secteur agricole et nous analysons son impact sur elle-même et sur les prix. La Fig. 3 présente les différentes dynamiques de réponses.

Réponse de PROD au choc produit sur PROD



Réponse de IPP au choc produit sur PROD

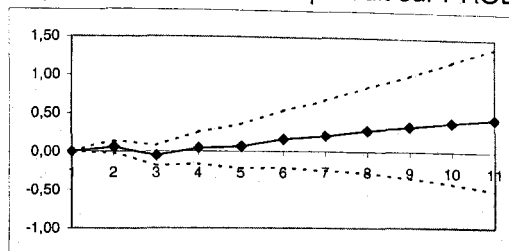
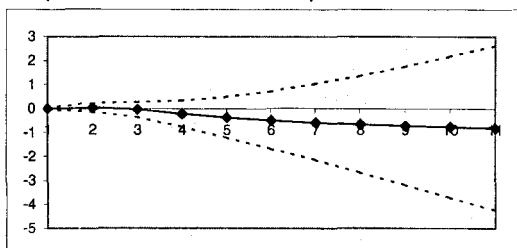


Fig. 3. Fonctions de réponse impulsionnelle : effet d'un choc produit sur la productivité.

Nous pouvons observer la faible incidence sur les prix reçus par les agriculteurs vu qu'une partie importante des productions agricoles est sujette à une grande intervention. L'agriculture tunisienne est soumise à deux types de réglementation des prix : le contrôle des prix à la production et le contrôle des prix des intrants utilisés par la branche agricole.

La Fig. 4 présente les effets d'une augmentation brusque de la variable "prix reçus par les agriculteurs" sur elle-même, ainsi que sur l'offre monétaire et sur la valeur des exportations. L'incidence d'une augmentation des prix reçus sur les différentes variables du système est très faible. Bien que l'agriculture jouisse d'une place relativement importante dans l'économie tunisienne, les prix de certains produits agricoles subissent une grande intervention ainsi leur incidence sur le niveau général des prix est faible et par conséquent son incidence sur l'offre monétaire sera faible. Quant à son incidence sur les exportations agro-alimentaires, elle se limite à une seule période mais négativement. La grandeur de la réponse pendant cette première période, est malgré tout élevée, puisque la diminution des exportations est proportionnelle à l'augmentation des prix.

Réponse de M1 au choc produit sur IPP



Réponse de VEXP au choc produit sur IPP

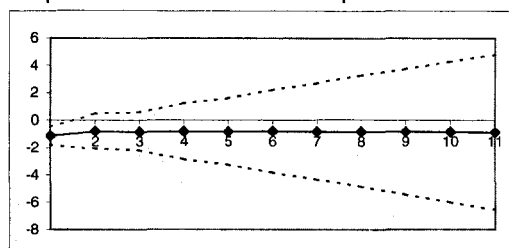


Fig. 4. Fonctions de réponse impulsionnelle : effet d'un choc produit sur l'indice des prix reçus.

Conclusion

L'évaluation des relations dynamiques entre la politique macro-économique et le secteur agricole tunisien permet de conclure que les effets multiplicateurs de la politique macro-économique (offre monétaire et taux de change) sur le secteur agricole tunisien (productivité, prix reçus par les agriculteurs et exportations agro-alimentaires) sont assez limités.

L'effet direct d'une politique monétaire expansionniste, accompagné par une élévation des coûts de production, n'engendre pas une hausse importante des prix à la production (une partie de la production continue à être subventionnée par l'Etat). La garantie d'un prix minimum à la production permet de protéger certes, contre les fluctuations des cours mondiaux, mais limite aussi l'effet positif des variables monétaires.

Toutefois, une politique monétaire expansionniste aura un effet positif et durable sur la productivité du secteur agro-alimentaire. L'augmentation de l'offre monétaire et la disposition d'un volume plus important de crédit permettraient la réalisation d'investissements privés et l'amélioration de la productivité du secteur agricole.

L'étude montre aussi que la dévaluation de la monnaie tunisienne a un effet transitoire et limité sur le renforcement des exportations agro-alimentaires. L'application de quantités de références ou contingentements tarifaires pour les exportations tunisiennes vers le marché européen, qui absorbe une grande part des produits agro-alimentaires tunisiens, limitent considérablement l'effet de la dévaluation et de la compétitivité prix.

Références

- Arnade, C. et Vasavada, U. (1995). Causality between productivity and exports in agriculture. Evidence from Asia and Latin America. *American Journal of Agricultural Economics*, 46 : 174-186.
- Banque Centrale de Tunisie (plusieurs années). *Statistiques Financières*. BCT, Tunis.
- Chebbi, H.E. (1997). *Análisis de la competitividad exterior del comercio agroalimentario tunecino*. Thèse Master of Science, Institut Agronomique Méditerranéen de Saragosse, Centre International de Hautes Etudes Agronomiques Méditerranéennes.
- Dickey, D.A. et Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 : 472-431.
- Dickey, D.A. et Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49 : 1057-1072.
- Dickey, D.A. et Pantula, S.G. (1987). Determining of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 5 : 455-462.
- Engle, R.F. et Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction. Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 : 251-276.
- FAO (Plusieurs années). *Base de Données en Ligne*. Organisation Mondiale de l'Agriculture et de l'Alimentation, Rome.
- FMI (Plusieurs années). *Statistiques financières internationales*. Fond Monétaire International.
- Grubell, H. et Lloyd, P. (1975). *Intra-Industry Trade*. Mac-Millan, London.
- Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princenton University Press, New Jersey.
- Harris, R.I.D. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall, Great Britain.
- INS (Plusieurs années). *Statistiques du Commerce Intérieur*. Institut National de la Statistique, Ministère du Développement Economique, Tunis.
- INS (Plusieurs années). *Statistiques du Commerce Extérieur*. Institut National de la Statistique, Ministère du Développement Economique, Tunis.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12 : 231-254.
- Johansen, S. et Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand of money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 : 169-210.
- Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. 2ème éd. Springer-Verlag, Heidelberg.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A note with quantities of asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. Four cases. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 : 461-471.
- Owoye, O. et Onafowara, O.A. (1994). The relative importance of monetary and fiscal policies in selected African countries. *Applied Economics*, 26 : 1083-1091.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6 : 461-464.
- Sims, C.A. (1980). Macroeconomics & Reality. *Econometrica*, 48 : 1-48.
- Suriñach, J., Artís, M., López, E. et Sansó, A. (1995). *Análisis Económico Regional. Nociones Básicas de la Teoría de la Cointegración*. Antoni Bosch Editor, Barcelona.
- Tiao, G.C. et Box, G.E.P. (1981). Modelling multiple time series with applications. *Journal of the American Statistical Association*, 75 : 802-816.