



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Análisis cuantitativo de las relaciones entre macroeconomía y sector agrario en Túnez

MONIA BEN KAABIA (*)

HOUSSSEM E. CHEBBI (**)

JOSÉ M. GIL (***)

1. INTRODUCCIÓN

El proceso de globalización que, en los últimos años, está teniendo lugar en la economía mundial constituye un gran reto para Túnez, país que está inmerso en un gran proyecto de reformas económicas y estructurales. La reforma macroeconómica emprendida a mediados de los años ochenta y la puesta en marcha del programa de ajuste estructural han sentado las bases para una recuperación de todos los sectores de su economía. La apertura de la economía tunecina es, sin lugar a dudas, uno de los principales motores de crecimiento. No obstante, no se puede olvidar que el sector agroalimentario sigue representando un papel primordial en el desarrollo económico y social en Túnez, ya que genera cerca del 14 por ciento del Producto Interior Bruto, concentra el 22 por ciento de la población activa y las exportaciones agroalimentarias representan alrededor del 12 por ciento del total exportado por Túnez. Esta participación depende, en gran medida, de las condiciones climáticas y de los resultados de los diferentes sectores ligados a la agricultura.

Los acuerdos firmados entre Túnez y los países de la UE han condicionado, en gran medida, los flujos comerciales tunecinos. La UE ha sido tradicionalmente el primer socio comercial y financiero de Túnez, ya que concentra entre un 70 por ciento y un 80 por ciento

(*) Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza.

(**) Unidad de Economía Agraria - SIA-DGA. Zaragoza.

(***) Escuela Superior de Agricultura de Barcelona (ESAB). Universidad Politécnica de Cataluña.

- Estudios Agrosociales y Pesqueros, n.º 195, 2002 (pp. 37-59).

de sus intercambios internacionales. La estructura de las exportaciones agroalimentarias tunecinas durante los años noventa ha permanecido bastante invariable, estando concentrada en un pequeño número de productos (Chebbi y Gil, 1999).

Túnez presenta una agricultura en vías de intensificación, a pesar de las indudables limitaciones naturales. La agricultura tunecina es un caso típico de la problemática que afronta el sector agrícola en la región del Magreb. Se trata de una agricultura poco moderna, extensiva, con oferta rígida y prácticamente invariable en su composición, que se enfrenta a una demanda creciente resultado de las enormes presiones demográficas en la zona. Esto ha derivado, en muchos casos, a un recurso masivo de importaciones de materias primas y alimentos que, en ocasiones, se realizan con unos costes excesivos que agravan el problema del déficit en la balanza comercial. Ante tal problemática, la política agrícola tunecina ha orientado su actuación en dos vertientes: primero, estimulando la producción de aquellos productos que exigía el mercado interior, principalmente a través de subsidios, con el fin de ganar en seguridad alimentaria. Segundo, acentuando al máximo la especialización en los productos de exportación en los que se disponía de alguna ventaja comparativa, lo que permitía obtener divisas que fincasen las necesidades de importación de productos básicos.

Teniendo en cuenta la importancia del bloque agroalimentario en la economía tunecina, el objetivo de esta investigación se centra en conocer el impacto de cambios en la política monetaria y cambiaria sobre las exportaciones y los precios percibidos en el sector agroalimentario.

En este contexto, cualquier decisión en el ámbito de la política macroeconómica genera importantes consecuencias, tanto directas como indirectas, que afectan al bloque agroalimentario y a sus agentes. Sin embargo, hasta la fecha, la mayoría de los estudios efectuados sobre el sector agroalimentario han ignorado estos efectos. Desde este punto de vista, este estudio, es uno de los primeros trabajos que analizan las interrelaciones existentes entre el sector agroalimentario y la política macroeconómica en Túnez, una economía de las llamadas «emergentes».

Este trabajo se ha estructurado de la siguiente forma. En la sección 2 se realiza una revisión de la literatura existente poniendo énfasis en los diferentes enfoques metodológicos adoptados. En la sección 3 se presentan las series utilizadas y se analizan sus propiedades univariantes. La sección 4 se dedica al análisis de cointegración y de las relaciones de equilibrio a largo plazo halladas entre las 5 variables

consideradas. El análisis de la dinámica del corto plazo se estudia, a partir de las funciones impulso respuesta generalizadas, en la sección 5. Finalmente, se intentan enumerar las conclusiones más relevantes para el sector agroalimentario tunecino.

2. MARCO TEÓRICO Y METODOLÓGICO

La literatura que de manera explícita aborda las interacciones existentes entre variables macroeconómicas y el sector agrario de un país se remonta a algo más de 25 años. En este contexto, Schuh (1974) puede considerarse como uno de los pioneros en este campo. El artículo de Schuh supuso el comienzo de una larga serie de debates acerca de las relaciones existentes entre la política macroeconómica y el sector agrícola. Inicialmente, el principal interés de los trabajos se centró en la determinación del impacto de un tipo de cambio sobreapreciado sobre las exportaciones y los precios en el sector agrícola. Sin embargo, la mayor integración de los mercados mundiales y la progresiva apertura de las economías provocó que la atención se dirigiera hacia el estudio de las relaciones existentes entre la política monetaria y fiscal, tanto doméstica como internacional, y el sector agrícola. A modo de síntesis, podemos clasificar la literatura existente de la siguiente manera:

- i) Un primer grupo de trabajos han considerado que el tipo de cambio constituye el elemento central a la hora de explicar las fluctuaciones originadas en las variables agrícolas. Chambers y Just (1979, 1981), Longmire y Morey (1983), y Batten y Belongia (1986), entre otros, podrían considerarse como claros exponentes de esta corriente. En este sentido, una devaluación del tipo de cambio beneficiaría, en cierta medida, al agricultor, dado que se producen desplazamientos simétricos en las curvas de demanda y oferta que se traducen en: a) reducción de las importaciones; b) aumento de la demanda de exportaciones; y c) estímulo en la demanda de productos domésticos. El efecto combinado de estos últimos ejerce una presión al alza sobre los precios agrícolas en el mercado interior. Igualmente a corto plazo, el estímulo de las exportaciones y el aumento de los precios generan, a su vez, un aumento de la producción.
- ii) El segundo grupo ha surgido como crítica al enfoque anterior, argumentándose que el tipo de cambio puede inducir a varios efectos indirectos sobre el sector agrícola si se considerase como una variable endógena, de modo que los efectos finales no serían tan claros como en el caso anterior, sino más bien ambiguos (Chambers, 1984).
- iii) El tercer grupo, aunque menos homogéneo, adopta postulados conceptuales de partidas muy distintas, pero que comparten la

idea de que la política monetaria (tipo de interés y oferta monetaria) constituyen el elemento central en la transmisión de las fluctuaciones originadas en la economía hacia el sector agrícola. (Bordo, 1980; Tweeten, 1980, Bessler y Babula, 1987; Devadoss y Meyers, 1987; Taylor y Spriggs, 1989; Robertson y Orden, 1990; Larue y Babula, 1994; entre otros).

La mayor parte de los estudios mencionados anteriormente, aunque referidos en su mayoría a Estados Unidos y Canadá, proporcionan resultados diferentes y, en algunos casos, contradictorios. Haciendo un riguroso estudio sobre los mismos, se puede concluir que las diferencias existentes se deben, entre otras causas, a que las muestras utilizadas no son homogéneas, a que el número de variables incluidas difiere, así como su consideración como exógenas o endógenas y, finalmente, a las diferentes aproximaciones metodológicas utilizadas en los diferentes trabajos. En este sentido, los métodos utilizados abarcan desde el cálculo de elasticidades a partir de regresiones simples (enfoque ampliamente criticado tanto por motivos económicos como conceptuales, ya que dichos modelos no permiten analizar la existencia de fenómenos de retroalimentación existentes entre las distintas variables de la economía) hasta la especificación y estimación de modelos estructurales imponiendo un número de restricciones *a priori* sobre las variables endógenas, que implican una sobreidentificación de ciertas ecuaciones. En un gran número de ocasiones estas restricciones se obtienen imponiendo a priori la exogeneidad de determinadas variables del sistema. Dichas restricciones, a menudo, son arbitrarias, ya que no están sujetas a contrastes estadísticos.

En la actualidad, parece existir un consenso acerca de que cualquier trabajo que trate de analizar las relaciones existentes entre macroeconomía y agricultura debe de incluir las variables macroeconómicas más relevantes para el país que se quiere estudiar (teniendo en cuenta la información disponible) y, además, debe de considerar todas las variables como endógenas con un doble objetivo: en primer lugar, que se pueda analizar el efecto combinado de todo el conjunto de variables macroeconómicas relevantes (tipo de cambio, oferta monetaria,...); y, en segundo lugar, que sea posible analizar los efectos causales en los dos sentidos, si existen.

En parte por las razones que acabamos de apuntar, en los últimos años la mayor parte de los trabajos que han tratado de analizar el impacto de diversas variables macroeconómicas sobre las fluctuaciones existentes en el sector agrario se han realizado utilizando los modelos de Vectores Autorregresivos (VAR). En este tipo de modelos cada variable

viene explicada por sus propios retardos y los del resto de las variables del sistema, permitiendo así la endogeneidad de cada una de las variables sin imponer restricciones *a priori*. En segundo lugar, poseen una buena capacidad predictiva. Finalmente, el cálculo de las funciones impulso respuesta y la descomposición de la varianza del error de predicción se considera como una buena aproximación para analizar las relaciones dinámicas existentes entre las variables del sistema.

Sin embargo, a pesar de estas características positivas del enfoque VAR que hace que sea una metodología enormemente flexible para explicar los vínculos entre la política macroeconómica y el sector agrícola, su utilización ha recibido numerosas críticas tanto desde una perspectiva econométrica como económica. Por lo que se refiere al ámbito econométrico, en los primeros trabajos realizados con este enfoque no se consideraban las propiedades estadísticas de las series analizadas. O, dicho en otras palabras, se consideraba que todas las series incluidas eran estacionarias, cuando, en la actualidad, se ha venido demostrando justamente lo contrario. Una alternativa consistiría en diferenciar las series analizando los cambios en las mismas en lugar de estudiar las relaciones existentes entre los niveles de las variables. Sin embargo, al diferenciar las series se estaría ignorando la información a largo plazo que contienen los datos. La no consideración de este fenómeno puede llevar al investigador a cometer errores tanto en la interpretación económica, al aceptar como válidas relaciones espúreas, como en el proceso de inferencia a la hora de analizar las características de los parámetros estimados.

En cuanto al ámbito económico, las críticas al enfoque VAR radican en que no utilizan la teoría económica para explicar las relaciones causales existentes entre las variables, dejando en exceso «hablar a los datos» y, sobre todo, que no permiten una comprensión estructural del sistema económico que se pretende contrastar (Cooley y LeRoy, 1995 y Mount, 1989). La práctica habitual consiste en utilizar la descomposición de Choleski para la identificación del modelo, lo que supone adoptar una estructura de interacciones contemporáneas estrictamente recursiva. Estas críticas dieron lugar al desarrollo de propuestas alternativas de identificación estructurales con contenido económico. En cualquier caso, a pesar de que el enfoque estructural evita la adopción del esquema recursivo, todavía existen lagunas desde el punto de vista económico a la hora de abordar la estructura de identificación del modelo, en el sentido de que las restricciones impuestas para la identificación del modelo no son contrastadas estadísticamente, sino que se imponen según la elección del investigador. En este sentido, numerosos trabajos (Orden y Fackler, 1989;

Álvarez *et al.*, 1995) encontraron diferentes resultados en el análisis de las respuestas dependiendo de las suposiciones realizadas en la fase de identificación de los modelos.

Debido, entre otras, a las razones apuntadas anteriormente, en los últimos años la mayor parte de los trabajos que han abordado las relaciones entre variables macroeconómicas y el sector agrario de un país han partido de la especificación de un Vector de Mecanismos de Corrección del Error (VMCE) que, en cierto modo, puede considerarse una generalización de los modelos VAR con el fin de recoger, explícitamente, las propiedades estocásticas de las series objeto de estudio. En este sentido, este tipo de modelos permite analizar las relaciones dinámicas a corto plazo existentes entre un grupo de variables habiendo identificado previamente la estructura a largo plazo contenida en los niveles de las variables.

A la vista de todos estos desarrollos metodológicos, cualquier trabajo que quiera analizar las interrelaciones existentes entre la política macroeconómica y el sector agroalimentario debería enfrentarse a un doble desafío. Por un lado, y tal como hemos comentado anteriormente, el análisis debería incluir todas aquellas variables que se estiman relevantes para establecer los vínculos entre macroeconomía y agricultura. Evidentemente, la selección final de las variables a incluir dependerá de las características propias de la economía del país a estudiar, de la información disponible y del tamaño muestral. Por otro lado, el modelo utilizado para llevar a cabo el análisis empírico debería articular eficazmente el análisis tanto desde una perspectiva de corto como de largo plazo.

En este trabajo se utiliza el enfoque propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990, 1992 y 1994), aplicado en numerosos trabajos en la literatura reciente, para analizar las interrelaciones existentes entre la política económica y el sector agrario en Túnez. Dado que el trabajo está condicionado, en gran medida, por la información disponible, en el próximo apartado describiremos las series utilizadas y analizaremos sus propiedades estocásticas.

3. ELECCIÓN DE VARIABLES Y CONTRASTES DE INTEGRACIÓN

Para alcanzar los objetivos propuestos en este trabajo, se han considerado las cinco series anuales siguientes: 1) la oferta monetaria en Túnez ($M1$) como variable representativa de la política monetaria (1); 2) el

(1) Algunos autores como Owoye y Onafowora (1994) recomiendan utilizar el crédito disponible de tal forma que una política monetaria expansiva aumentaría el crédito disponible lo que, a su vez, facilitaría la inversión productiva. Sin embargo, únicamente existe información sobre esta variable a partir de los años 90.

tipo de cambio nominal (TC) (dinares por Euro) (2); 3) el valor total de las exportaciones agroalimentarias (EXP); 4) un índice de precios percibidos por los agricultores en Túnez (PTU), y 5) un índice de precios percibidos por los agricultores de la UE, principal destinatario de las exportaciones agroalimentarias tunecinas (PEU). La muestra utilizada abarca el período 1962-1998 (3). El período de estudio y la frecuencia de los datos se han visto influidos por la información disponible. Todas las variables han sido transformadas tomando logaritmos.

Como etapa previa al análisis empírico, se ha estudiado el grado de integrabilidad de las cinco series consideradas. Para ello se han considerado 2 tipos de contrastes. El primero es el de Dickey y Fuller Aumentado (DFA) que contrasta la hipótesis nula de no estacionariedad. El segundo es el test de Kwiatkowski et al. (1992) (KPSS) que contrasta la hipótesis nula de estacionariedad de la serie. En el cuadro 1 se presentan los resultados obtenidos de la aplicación de ambos estadísticos tanto para las series en niveles como para las series en primeras diferencias. Los resultados del estadístico apuntan a que las series son integradas de orden uno ($I(1)$).

Cuadro 1

RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE KPSS Y ADF PARA LAS DIFERENTES SERIES (a)

	Hipótesis nula: series $I(1)$ vs. $I(0)$					Hipót. nula: series $I(2)$ vs. $I(1)$		
	KPSS (b)		DFA (c)			KPSS (b)	DFA (c)	
	Con constante	Con tendencia	Con tendencia	Con constante	Sin constante	Con constante	Con constante	Sin constante
M1	1,918	0,332	-0,86	-0,73	-1,21	0,279	-4,34	-2,35
TC	1,536	0,307	-1,86	-0,52	-1,09	0,168	-3,40	-2,99
EXP	1,814	0,231	-2,37	-1,21	-0,56	0,084	-6,40	-5,10
PTU	1,934	0,253	-2,27	-0,32	-1,43	0,211	-5,15	-2,87
PEU	1,087	0,209	-0,39	-0,63	-1,06	0,106	-3,96	-2,43
VC (5%) (d)	0,463	0,146	-3,60	-3,00	-1,95	0,463	-3,00	-1,96

(a) Las variables han sido definidas en el primer párrafo del apartado 3.

(b) El estadístico KPSS se ha estimado para un parámetro de truncamiento igual a uno.

(c) En el contraste de DFA los retardos introducidos en cada modelo y para cada variable han sido determinados de forma que el modelo no presentara problemas de autocorrelación y que los residuos fueran ruido blanco.

(f) Los valores críticos (VC) han sido tomados de Harris (1995) (Cuadro A.1, pág. 156) y Kwiatkowski et al (1992) (cuadro 1, p. 166).

(2) Tradicionalmente la política cambiaria de Túnez ha tenido como objetivo principal el mantener la estabilidad del cambio real frente a una cesta de monedas de países desarrollados (Francia, Alemania, Estados Unidos, Italia, Bélgica, Holanda y España, atendiendo al orden de introducción en dicha cesta). El dinar tunecino se apreció entre 1975 y 1980, como consecuencia de la inestabilidad de las principales monedas europeas. La recesión económica y los problemas de la balanza de pagos obligaron a intervenir al Banco Central de Túnez devaluando la moneda, lo que trajo como consecuencia una estabilización del mercado de divisas. En 1992 se liberalizó el tipo de cambio para las operaciones de cuenta corriente.

(3) Las series se han tomado de las estadísticas del Fondo Monetario Internacional (FM) y del Instituto Nacional de Estadística (INS) de Túnez.

4. RELACIONES DE EQUILIBRIO A LARGO PLAZO

Una vez que se ha determinado que todas las series son integradas de orden uno, el siguiente paso consiste en contrastar la presencia de cointegración entre las mismas, esto es, la existencia de relaciones de equilibrio estacionarias a largo plazo. El método utilizado en este estudio es el propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). El procedimiento parte de la reparametrización de un modelo VAR(k) en forma de Mecanismo de Corrección del Error (VMCE) (4):

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde:

Z_t : vector de variables de orden ($p \times 1$): $Z_t = [Z_{1t}, Z_{2t}, \dots, Z_{pt}]'$

Π_i : matriz ($p \times p$) de parámetros a largo plazo

Γ_i : matriz ($p \times p$) de parámetros a corto plazo ($i = 1, 2, \dots, k-1$)

k : retardo óptimo del modelo VAR

ε_t : vector de residuos ruido blanco que cumple:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \text{para todo } t$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_s] = \begin{cases} 0 & \text{si } t \neq s \\ \Sigma & \text{si } t = s \end{cases}$$

siendo Σ una matriz $p \times p$ de varianzas y covarianzas definida positiva. Para que la ecuación (1) esté equilibrada es necesario que ΠZ_{t-1} sea $I(0)$. La hipótesis de cointegración se formula en términos del rango (r) de la matriz Π (al número de vectores de cointegración se le denomina rango de cointegración). La matriz Π se puede descomponer en el producto de dos matrices $\alpha \beta'$, ambas de dimensión $(r \times p)$. La matriz β' recoge, por filas, cada vector de cointegración, siendo, por tanto, $\beta' Z_t$ estacionario. Las filas de esta matriz generan el denominado espacio de cointegración. La matriz recoge el peso o ponderación de los vectores de cointegración en cada una de las ecuaciones del sistema. También se puede interpretar como la velocidad del ajuste de cada variable para recuperar la posición de equilibrio en el largo plazo cuando se producen desviaciones de dicho equilibrio.

Johansen (1988) desarrolla dos estadísticos, el test de la traza y λ -máximo, para realizar contrastes de hipótesis acerca del número

(4) Se han omitido los componentes determinísticos para simplificar la exposición.

exacto de relaciones de cointegración existentes entre un conjunto de variables (5).

4.1. Especificación del modelo y rango de cointegración

Antes de pasar a determinar el rango de cointegración, en primer lugar se debe obtener una correcta especificación del modelo, es decir, determinar los diferentes componentes determinísticos a incluir en el modelo y elegir el retardo óptimo del modelo VAR que asegura que los residuos sean ruido blanco.

En este trabajo se ha decidido introducir una variable ficticia que recoge los cambios de la política macroeconómica tunecina y la adopción del programa de ajuste estructural en todos los sectores de la economía tunecina en el año 1986. También se ha introducido una constante en el espacio de cointegración. El retardo óptimo que se ha considerado para el modelo VAR es 2. Este retardo se ha elegido basándose en los diferentes criterios de información (el criterio BIC de Schwarz y AIC de Akaike) y teniendo en cuenta, simultáneamente, la ausencia de autocorrelación y la normalidad de los residuos (6). Los resultados del estadístico de la traza para determinar el rango de cointegración entre las cinco series, tanto incluyendo como sin incluir la variable ficticia, se presentan en el cuadro 2 (7). Para un nivel de significatividad del 5 por ciento este estadístico sugiere la existencia de 2 vectores de cointegración.

Por otra parte, Harris (1995) y Juselius (1994) aconsejan analizar el número de tendencias comunes ($p-r$). Partiendo del supuesto de existencia de relaciones de cointegración, los valores propios de la matriz de acompañamiento deberían estar dentro del círculo unitario, de modo que aquellos valores que se encuentran muy próximos a la unidad determinan el número de tendencias comunes. La representación gráfica de los valores propios obtenidos de dicha matriz (gráfico 1) muestra que todos los valores se encuentran dentro del círculo unitario y dos de ellas se acercan a la unidad, indicando la presencia de dos

(5) Estos dos contrastes así como los utilizados posteriormente en este trabajo únicamente son válidos asintóticamente por lo que su utilización en muestras pequeñas debe realizarse con cierta cautela.

(6) El estadístico para el contraste de ausencia de autocorrelación multivariante de Godfrey (1988) de primer orden alcanzó un valor de 12,70 con un nivel de significatividad de 0,69. Asimismo, el estadístico para el contraste multivariante de la hipótesis de normalidad de los residuos de Doornik y Hansen (1994) fue de 7,1, con un nivel de significatividad de 0,53. Como se puede comprobar, el modelo VAR incluyendo dos retardos, una variable ficticia en el año 1986 y una constante en el espacio de cointegración parece estar correctamente especificado.

(7) Según Harris (1995), el estadístico de la traza es más potente que el estadístico de λ -máx. para muestras pequeñas.

*Cuadro 2***CONTRASTE DE COINTEGRACIÓN MULTIVARIANTE**

Hipótesis nula	Traza (a)	Valor crítico (5%) (b)	Traza (c)	Valor crítico (5%) (d)
$r = 0$	96,43	76,95	118,33	89,06
$r \leq 1$	56,80	54,08	76,49	64,09
$r \leq 2$	31,76	35,19	40,68	43,09
$r \leq 3$	12,49	20,12	22,90	25,84
$r \leq 4$	2,42	7,62	6,91	12,13

(a) El estadístico de la traza obtenido a partir del modelo sin la introducción de la variable ficticia.

(b) Los valores críticos se han obtenido de Osterwald-Lenum (1992).

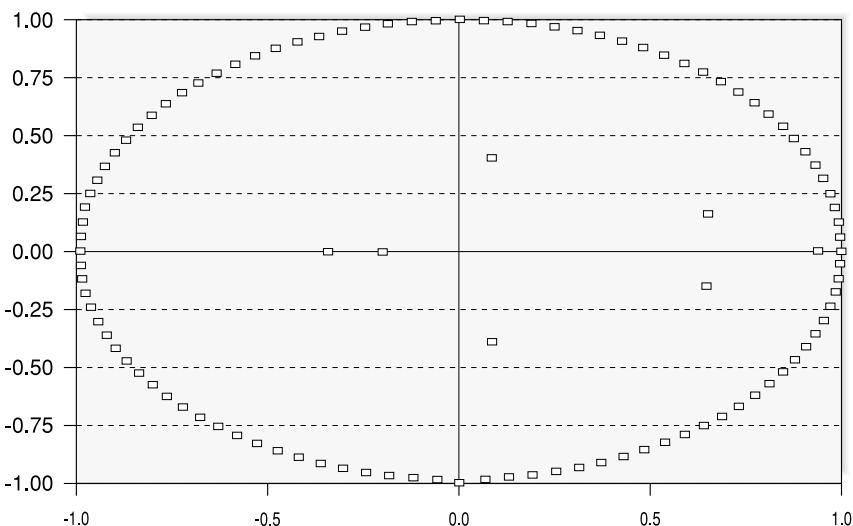
(c) El estadístico de la traza obtenido a partir del modelo incluyendo la variable ficticia en el espacio de cointegración.

(d) Los valores críticos se han obtenido de Johansen *et al.* (2001).

tendencias comunes ($p-r=2$) y, en consecuencia, se corrobora la idea de que el sistema contiene dos vectores de cointegración.

4.2. Contrastes de hipótesis sobre los vectores de cointegración

Una vez determinado el número de vectores de cointegración, el siguiente paso consiste en otorgar a los mismos una interpretación

*Gráfico 1***Valores propios de la matriz de acompañamiento**

económica. Para ello, en este trabajo se ha seguido la metodología desarrollada por Johansen y Juselius (1994). En términos generales, para conseguir la identificación del espacio de cointegración es necesario imponer restricciones sobre cada uno de los vectores de cointegración.

Estos autores formulan una serie de matrices de restricciones H_i y R_i para cada uno de los vectores de cointegración que se adaptan a la forma específica de las hipótesis de naturaleza económica a contrastar. La formulación genérica de la hipótesis nula puede formularse de la siguiente manera:

$$H_0: \beta = (\beta_1, \dots, \beta_r) = (H_1\phi_1, \dots, H_r\phi_r) \text{ o bien, } H_0: R'_1 \beta_1 = \dots = R'_r \beta_r = 0$$

donde i se refiere al vector de cointegración i -ésimo; H_i es una matriz de restricciones de orden $p \times s_i$; ϕ_i es un vector ($s_i \times 1$) de parámetros correspondientes al i -ésimo vector de cointegración; R_i es una matriz de restricciones de orden $p \times k_i$ cumpliéndose que $R'_i H_i = 0$, es decir, que ambas matrices de restricciones son ortogonales entre sí; s_i indica el número de parámetros sin restringir en el vector i ; y k_i es el número de restricciones impuestas sobre el vector i de tal forma que $k_i + s_i = p$.

Para que los vectores de cointegración se encuentren identificados, Johansen y Juselius (1994) definen las siguientes condiciones genéricas de rango para un conjunto de restricciones (R_1, \dots, R_r) aplicables a los r vectores de cointegración encontrados:

$$\begin{aligned} &\text{rango } (R'_1 H_{1l}, \dots, R'_1 H_{im}) \geq m \\ &i = 1, 2, \dots, r; \quad m = 1, 2, \dots, r-1 \quad y \quad 1 \leq i_1 \leq \dots \leq i_m \leq r \text{ (excluyendo } i) \end{aligned} \quad [2]$$

Si las restricciones impuestas sobre el espacio de cointegración cumplen las condiciones de rango y además el número de restricciones es igual a $r(r-1)$, se dice que el modelo está genérica y empíricamente identificado y, por tanto, no sería necesario contrastar la hipótesis nula. En caso contrario, estaríamos en un caso de sobreidentificación que puede contrastarse mediante el estadístico del ratio de verosimilitud que se distribuye como una $\chi^2(v)$ donde $v = \sum_1^{r-1} (p+1-r-s_i)$ (Johansen y Juselius, 1994).

Teniendo en cuenta el objetivo de este trabajo, a la hora de identificar las dos relaciones de equilibrio a largo plazo se ha tratado de analizar dos tipos de efectos. Por un lado, la relación existente entre oferta monetaria y precios percibidos. En el largo plazo, normalmente se debería cumplir la restricción de homogeneidad, es decir, los precios deberían ser neutrales ante cambios en la oferta monetaria:

$$M1_t = PTU_t + \beta_{c1} + u_{1t} \quad [3]$$

El segundo vector de cointegración se ha tratado de identificar como una función de demanda de las exportaciones agroalimentarias tunecinas. Esta relación se ha especificado como una función del tipo de cambio y de los precios agrícolas, tanto en el mercado doméstico como el mercado de destino de dichas exportaciones. Tanto el tipo de cambio como el precio agrícola en la Unión Europea pretenden recoger la competitividad de las exportaciones tunecinas en el exterior:

$$VEX_t = \beta_{22} TC_t + \beta_{32} (PTU_t - PEU_t) + \beta_{42} D_{86} + \beta_{c2} + u_{2t} \quad [4]$$

Como se puede apreciar; se ha impuesto en (4) que los coeficientes del precio percibido y del precio europeo sean idénticos pero de signo opuesto de tal forma que, dado que las variables han sido transformadas en logaritmos, en [4] lo que aparece como determinante de las exportaciones es el precio relativo. El cuadro 3 recoge la forma que adopta la matriz β , imponiendo homogeneidad entre oferta monetaria y precios (ecuación 3), por un lado, e imponiendo en el segundo vector las restricciones consideradas en [4].

En la parte derecha del cuadro 3 se recogen las matrices que se han definido para contrastar las restricciones consideradas anteriormente para identificar el espacio de cointegración. Para que el modelo esté genéricamente identificado deben cumplirse las condiciones de rango (ecuación 2). Los resultados obtenidos indican el cumplimiento de dichas condiciones (8). Por otra parte, el número de restricciones impuestas es mayor que $r(r-1)$, por lo que es necesario realizar un contraste para determinar si no es posible rechazar dicha hipótesis. En la parte inferior del cuadro 3 aparece el valor del citado estadístico que es 9,23 inferior a su correspondiente valor crítico para un nivel de significación del 5 por ciento.

En el cuadro 4 se recogen las estimaciones maximoverosímiles de los parámetros de las matrices α y β . Como puede apreciarse, los parámetros estimados son significativos y, en la ecuación de exportaciones, los signos del tipo de cambio y del precio relativo son los esperados. Sin embargo, la magnitud de los parámetros no es posible interpretarla de forma aislada, ya que, según Johansen (1995), cualquier combinación de vectores de cointegración es otro vector de cointegración estacionario.

(8) Bajo las restricciones consideradas en el cuadro 3, las condiciones del rango son las siguientes: Rango $(R'_1 H_2) = 4$ y Rango $(R'_2 H_1) = 1$, ambas superiores o iguales a $r-1=1$.

Cuadro 3

IDENTIFICACIÓN DEL LARGO PLAZO

Matrices de restricciones H_i						
$\beta' Z_t = \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & * \\ 0 & * & a & -a & 1 & * & * \end{bmatrix}$				MI	$\begin{pmatrix} -1 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$	$H_1 = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$
				TC		
				PEU		
				PTU		
				EXP		
				D86		
				Const		

Contraste LR = 9,23.

Valor crítico corregido (5%) $\sim \chi^2_{(5)} = 11,07$.

(*) Indica que el elemento correspondiente no se encuentra restringido.

Por otro lado, el análisis de los parámetros de la matriz α indica que el precio europeo se puede considerar como una variable débilmente exógena, esto es, que no reacciona ante cambios en las relaciones a largo plazo. Este resultado es el esperado y será tenido en cuenta más adelante.

Una vez identificado el largo plazo, en la próxima sección nos dedicamos a analizar las relaciones dinámicas existentes entre las variables macroeconómicas y las agrícolas, lo que constituye el principal objetivo de este trabajo.

5. RELACIONES DINÁMICAS A CORTO PLAZO

Como acabamos de mencionar, una vez que se ha analizado el largo plazo, el último paso consiste en analizar las relaciones dinámicas a

Cuadro 4

ESTIMACIÓN MAXIMOVEROSÍMIL DE β Y α SEGÚN EL MÉTODO DE JOHANSEN BAJO LAS HIPÓTESIS CONSIDERADAS

$\beta' = \begin{bmatrix} -1,000 & 0,000 & 0,000 & 1,000 \\ 0,000 & -0,874 & -0,488 & 0,488 \\ 0,000 & -0,108 & -0,121 & 0,121 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 1,000 & 0,000 & 1,230 & 0,000 \\ 1,000 & 2,754 & 0,861 & 0,264 \\ 0,321 & (-0,321) & 0,264 & (-0,264) \end{bmatrix}$				$\alpha = \begin{bmatrix} 0,053 \\ 0,031 \\ 0,021 \\ -0,017 \\ 0,004 \\ -0,037 \\ -0,025 \\ -0,058 \end{bmatrix}$	$\begin{pmatrix} MI & 0,053 \\ TC & (2,534) \\ PUE & 0,031 \\ PTU & (2,077) \\ EXP & -0,017 \\ Const & (1,151) \\ D86 & -0,037 \\ & (-3,127) \\ & -0,025 \\ & (-0,019) \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,038 \\ (1,329) \\ 0,021 \\ 0,004 \\ (1,093) \\ 0,032 \\ (1,897) \\ -0,058 \\ (3,410) \end{pmatrix}$	

Los valores entre paréntesis se corresponden con las desviaciones típicas, en el caso de la matriz β , y con las t-ratios, en el caso de la matriz α .

corto plazo. Para ello, se han calculado las denominadas funciones impulso-respuesta (FIR). Las FIR proporcionan los efectos sobre las distintas variables del sistema de perturbaciones positivas asociadas a las diferentes series, lo que puede interpretarse como un ejercicio de simulaciones, indicando, por tanto, el signo, la magnitud y la persistencia de la respuesta de una variable al impacto ocurrido en otra. Las FIR se obtienen a partir de la representación MA asociada al modelo VMCE. La obtención de estas funciones está sujeto al supuesto de que el shock únicamente ocurre en una variable (matriz de varianzas y covarianzas diagonal). Sin embargo, la existencia de correlación contemporánea entre las variables dificulta la identificación de la perturbación en el sistema. Con el fin de eliminar cualquier correlación contemporánea, y evitar, por otro lado, el problema de la ordenación causal establecida al utilizar la descomposición de Choleski, Koop *et al.* (1996) y Pesaran y Shin (1998) proporcionan un nuevo enfoque obteniendo las denominadas Funciones Impulso-Respuesta Generalizadas (FIRG).

A diferencia de las funciones impulso tradicionales (descomposición de Choleski), las FIRG evitan el problema de la dependencia de las respuestas a la ordenación de las variables en el modelo VAR. Esto se traduce a que en vez de analizar la respuesta de las variables ante un shock en todos los elementos de ϵ_t , lo que se obtiene directamente es la respuesta ante un shock en un determinado elemento (la ordenación, por tanto, deja de ser relevante), de forma que la respuesta generalizada escalada (9) de la variable Z_i ante un shock unitario en la j -ésima variable (ecuación) viene dada por la siguiente expresión:

$$\text{FIG}(Z_{it}, Z_{jt}, h) = \frac{\vec{e}_i' C_h \sum e_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}}; \text{ para } h = 0, \dots, n \quad [5]$$

donde e_m ($m=i, j$) es la m -ésima columna de una matriz identidad de orden p (I_p) y σ_{jj}^2 es la varianza de la j -ésima perturbación (10).

Para la obtención de las funciones impulso respuesta se ha partido del Vector de Corrección del Error (VECM) estimado, en el que se han introducido las restricciones sobre los coeficientes de los 2 vec-

(9) Se entiende por FIRG escaladas aquellas en las que el impulso (δ_j) es igual a una desviación típica ($\delta_j = \sqrt{\delta_{jj}}$).

(10) Nótese que estas funciones coinciden con las funciones impulso ortogonalizadas para $j=1$ (es decir, las respuestas ante un shock en la primera variable), o bien en el caso en el que la matriz de varianzas y covarianzas Σ sea diagonal.

tores de cointegración, así como la exogeneidad débil del precio de la UE (PEU). En el gráfico 2 se recogen las respuestas de las variables del sistema ante shocks equivalentes a una desviación típica de cada variable. En los gráficos, las líneas de puntos representan los intervalos de confianza para las respuestas (11).

Un shock en el tipo de cambio (que puede considerarse como una depreciación de la moneda según la definición de la variable tipo de cambio) genera una reacción positiva e inmediata sobre las exportaciones agroalimentarias tunecinas. El efecto es positivo y significativo durante los 3 primeros años con una tendencia a estabilizarse a partir del cuarto año. En efecto, se puede decir que la depreciación de la moneda tunecina favorece la competitividad vía precios de los productos agrícolas tunecinos. A pesar de que la mayor parte de las exportaciones, sobre todo a la Unión Europea, se encuentran contingentes, la depreciación permite mejorar la posición competitiva de Túnez, al menos para los productos no sujetos a contingentes. El efecto de una depreciación sobre los precios percibidos es ligeramente positivo en el corto plazo, ya que después de dos períodos la respuesta es estadísticamente nula. Este efecto positivo es el esperado, pues una depreciación de la moneda supone un incremento de las exportaciones y un descenso de la oferta interna, lo que, a su vez, genera un incremento de los precios percibidos. La magnitud del incremento es relativamente pequeña debido al elevado grado de intervención pública en la agricultura tunecina. Asimismo, y como cabía esperar, el efecto sobre el precio percibido por los agricultores europeos no es significativo. Finalmente, el efecto de un shock en el tipo de cambio sobre la oferta monetaria tampoco es significativo lo que indica que las decisiones de política monetaria tienen poco que ver con la política cambiaria.

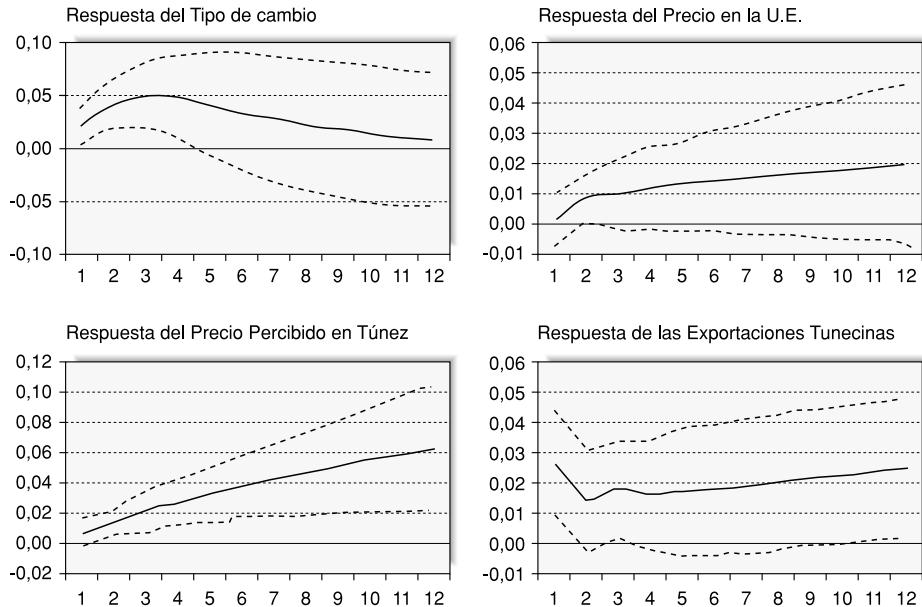
Consideraremos a continuación los efectos de un shock en la oferta monetaria. Según el modelo Keynesiano, una política monetaria expansiva genera bajos tipos de interés, depreciación de la moneda y una elevación tanto del nivel general de los precios como del nivel de renta. En el caso tunecino, estos son, prácticamente, los efectos que se generan. Como se puede apreciar, un shock positivo en la oferta monetaria genera una respuesta transitoria positiva (depreciación) del tipo de cambio, lo que a su vez genera un aumento de las exportaciones en el corto plazo. El efecto sólo es significativo

(11) Los intervalos de confianza son al 5 por ciento.

Gráfico 2

Funciones Impulso Respuesta Generalizadas

Shock en la Oferta Monetaria



Shock en el Tipo de Cambio

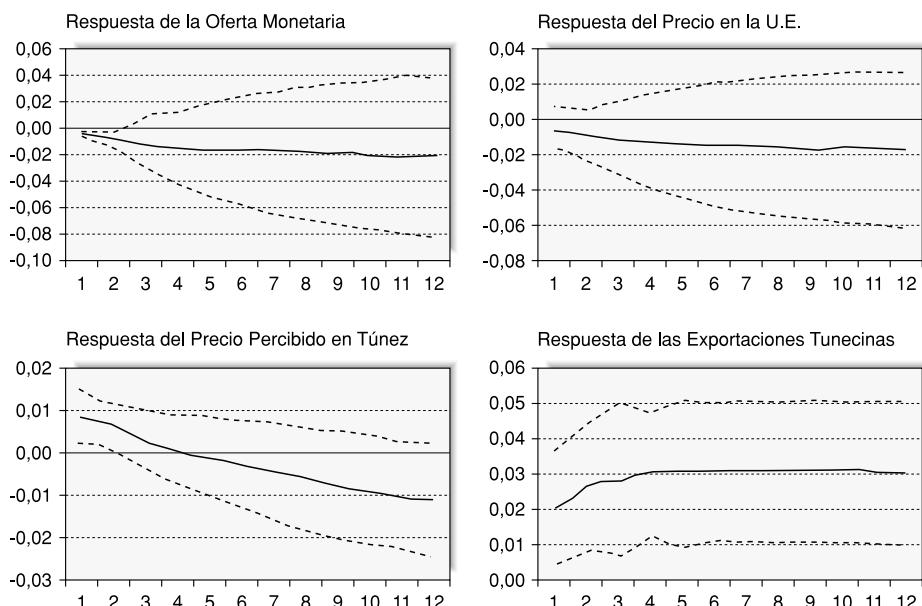
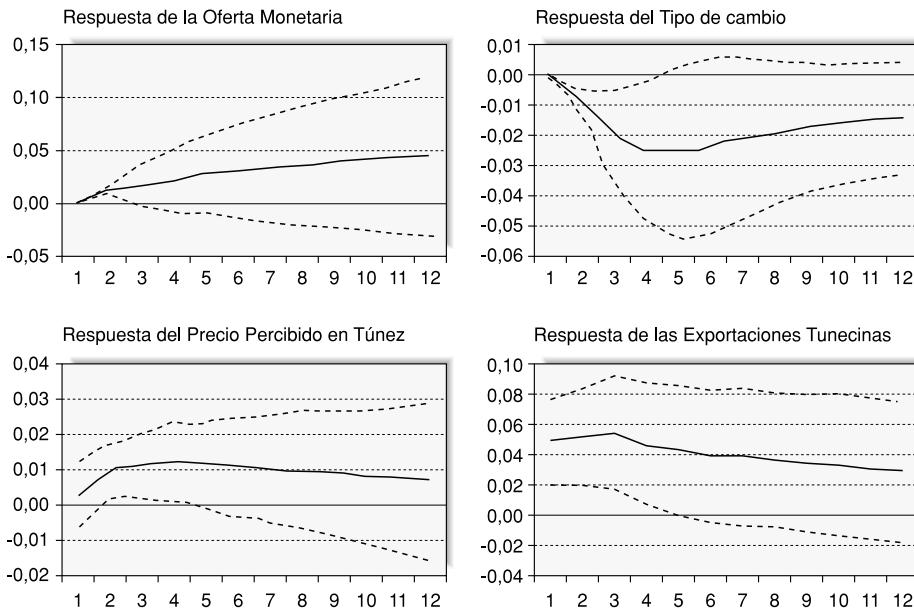


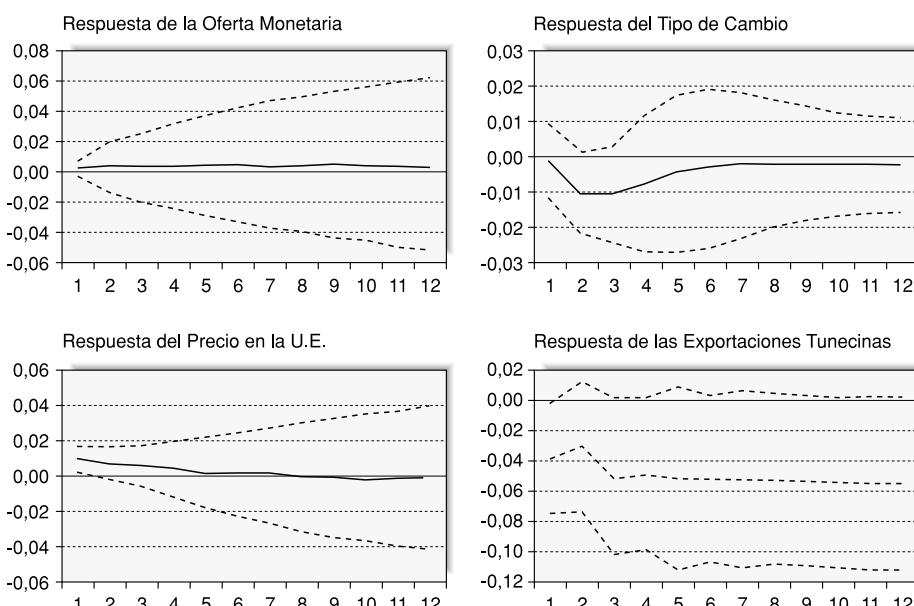
Gráfico 2 (continuación)

Funciones Impulso Respuesta Generalizadas

Shock en el Precio Percibido en la UE



Shock en el Precio Percibido en Túnez



durante un período debido al incremento de los precios tunecinos. En efecto, se observa que el efecto de un shock positivo en la oferta monetaria sobre los precios percibidos no es significativo en el corto plazo. En el largo plazo, el efecto es positivo en consonancia con la hipótesis de neutralidad comentada en el apartado anterior, lo que mitiga el efecto sobre las exportaciones vía depreciación, tal como acabamos de mencionar.

Finalmente, analizaremos los efectos de un shock positivo en los precios percibidos, tanto internos como de la UE. Como se puede apreciar en el gráfico 2, un shock en el precio percibido por los agricultores tunecinos genera una reacción instantánea y negativa de las exportaciones agroalimentarias suponiendo una importante pérdida de competitividad frente a otros países terceros que exportan al mercado europeo, principal destino de las exportaciones tunecinas. Asimismo, es interesante destacar que las relaciones entre macroeconomía y agricultura en Túnez son unidireccionales. En efecto, como se puede observar el efecto de un shock en los precios percibidos no genera respuestas significativas en las variables macroeconómicas, oferta monetaria y tipo de cambio.

Por último, un shock en el precio de la UE únicamente genera efectos significativos sobre las exportaciones y los precios en Túnez. Una subida en los precios en la UE favorece las exportaciones tunecinas, al menos a corto plazo, lo que, a su vez, genera un incremento de los precios percibidos por los agricultores tunecinos.

6. CONCLUSIONES

La mayor parte de los trabajos que se han preocupado de analizar el sector agroalimentario tunecino han obviado la posible influencia de variables macroeconómicas. Sin restar mérito a estos trabajos, desde nuestro punto de vista, la falta de consideración de variables monetarias o del tipo de cambio puede conducir a conclusiones erróneas. En ocasiones, los objetivos de política agraria planteados pueden no alcanzarse debido al efecto adverso derivado de shocks en algunas variables macroeconómicas. El objetivo de este trabajo ha sido el de completar la literatura existente sobre el sector agroalimentario tunecino aportando cierta evidencia de cómo reaccionan los precios y las exportaciones agrarias ante cambios inesperados en variables como la oferta monetaria o el tipo de cambio.

Desde el punto de vista metodológico, y teniendo en cuenta la información disponible, en este trabajo se han utilizado modelos de series temporales multivariantes con el objetivo de analizar las inter-

relaciones existentes entre las variables mencionadas. La posibilidad de disponer de un mayor número de variables puede permitir en el futuro la especificación de modelos estructurales más sofisticados. Desde este punto de vista, este trabajo puede considerarse como un trabajo preliminar, si bien utilizando con rigor los modernos desarrollos existentes sobre series temporales. En concreto, se ha prestado atención a la no estacionariedad de las series y a la posibilidad de que estuviesen cointegradas, hipótesis que se cumple en este trabajo.

Teniendo esto en cuenta, y aunque el objetivo final del trabajo se centra en analizar las interrelaciones existentes entre las variables macroeconómicas y las agrícolas, la correcta interpretación de los resultados pasa por considerar la información sobre el largo plazo contenida en los niveles de las series. Pero además, es necesario identificar correctamente las relaciones de equilibrio existentes entre las variables del sistema. En el contexto de este trabajo, entre las cinco variables se han identificado dos relaciones estructurales: una que relaciona el precio tunecino con la variable monetaria y la otra que relaciona las exportaciones con el tipo de cambio y los precios tanto internos como de destino. Esto supone también una relativa novedad, ya que la mayor parte de los trabajos dedicados al análisis de relaciones dinámicas entre variables se han centrado exclusivamente en el corto plazo, sin identificar previamente el largo plazo. Las diferencias existentes entre identificar o no el largo plazo previamente al análisis de las relaciones dinámicas a corto plazo se encuentra fuera del ámbito de este trabajo pero podría constituir una línea interesante de investigación futura.

Con relación a los resultados obtenidos se puede afirmar que la relación existente entre las variables macroeconómicas y las agrícolas es unidireccional. Las primeras influyen de forma significativa sobre las segundas, pero no ocurre lo mismo en sentido contrario. Una política cambiaria que favorezca la competitividad de las exportaciones genera tensiones inflacionistas en el sector agroalimentario, al menos en el muy corto plazo, ya que los precios percibidos aumentarían. Por otro lado, una política monetaria expansiva puede generar un efecto positivo sobre las exportaciones pero de una magnitud inferior al caso anterior. La ganancia de competitividad se produce a muy corto plazo ya que conforme aumenta el horizonte temporal el efecto positivo de la depreciación se ve compensado por el efecto negativo del aumento de los precios ya que, a largo plazo, se acepta la hipótesis de neutralidad entre oferta monetaria y precios. Finalmente, se ha podido constatar que un aumento de los precios percibidos por los agri-

cultores provocaría una bajada de las exportaciones tunecinas, muy condicionadas por los contingentes comerciales.

Como hemos comentado anteriormente, este trabajo pretende iniciar un cierto debate sobre las posibles implicaciones de considerar el comportamiento de determinadas variables macroeconómicas a la hora de analizar el sector agroalimentario tunecino. Somos conscientes de las posibles limitaciones del trabajo derivadas del reducido número de variables consideradas y de que todavía queda bastante trabajo por delante en cuanto se pueda disponer de información relativa a otras variables de interés (disponibilidad de crédito, demanda agregada, tipos de interés,...) para un período suficientemente amplio. En cualquier caso, el presente trabajo ha arrojado cierta luz sobre las regularidades existentes entre las variables consideradas.

BIBLIOGRAFÍA

- ÁLVAREZ, L. J.; BALLABRIGA, F. C. y JAREÑO, J. (1995): «Un Modelo Macroeconómico Trimestral para la Economía Española». *Documento de Trabajo*, 9524. Servicio de Estudios del Banco de España.
- BATTEN, D. S. y BELONGIA, M. T. (1986): «Monetary Policy, Real Exchange Rate and U. S. Agricultural Exports». *American Journal of Agricultural Economics*, 65: pp. 422-427.
- BESSLER, D. y BABULA, R. A. (1987): «Forecasting Wheat Exports: Do Exchange Rates Matter?». *Journal of Business and Economic Statistics*, 5(3): pp. 397-406.
- BORDO, M. D. (1980): «The Effects of Monetary Change on Relative Commodity Prices and the Role of Long Term Contracts». *Journal of Political Economics*, 88: pp. 1.088-1.109.
- CHAMBERS, R. G. (1984): «Agricultural and Financial Market Interdependence in the Short Run». *American Journal of Agricultural Economics*, 66: pp. 12-24.
- CHAMBERS, R. G. y JUST, R. E. (1979): «A Critique of Exchange Rate Treatment in the Agricultural Trade Models». *American Journal of Agricultural Economics*, 61: pp. 249-257.
- CHAMBERS, R. G. y JUST, R. E. (1981): «Effects of Exchange Rate Changes on US. Agriculture». *American Journal of Agricultural Economics*, 63: pp. 32-46.
- CHEBBI, H. E. y GIL, J. M. (1999): «Le Commerce agro-alimentaire tunisien avec l'Union Européenne et les pays du Maghreb arabe: une analyse structurelle de la compétitivité». *MEDIT*, 3: pp 18-23.
- COOLEY, T. G. y LEROY, S. F. (1985): «A Theoretical Macroeconomics: A Critique». *Journal of Monetary Economics*, 49: pp. 283-308.
- DEVADOSS, S. y MEYERS, W. H. (1987): «Relative Prices and Money: Further Results for the United States». *American Journal of Agricultural Economics*, 69: pp. 838-842.

- DOORNIK, J. y HANSEN, H. (1994): *An omnibus test for univariate and multivariate normality*. Nuffield College, Oxford.
- FMI (varios años): *Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional*.
- HARRIS, R. I. D. (1995): *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall. Great Britain.
- INS (varios años): *Statistiques du commerce intérieur. Institut National de la Statistique*. Ministère du développement économique. République tunisienne.
- JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vectors». *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12: pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. (1995): *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand of Money». *Oxford Bulletin of Economics and Statistic*, 52: pp. 169-210.
- JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1992): «Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK». *Journal of Econometrics*, 53: pp. 211-244.
- JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1994): «Identification of the Long Run and the Short Run Structure: An Application to the ISLM Model». *Journal of Econometrics*, 63: pp. 7-36.
- JOHANSEN, S.; MOSCONI, R. y NIELSEN, B. (2001): «Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend». *Econometrics Journal*, 3: pp. 216-249.
- JUSELIUS, K. (1994): «On the Duality Between Long Run Relations and Common Trends in the I(1) versus I(2) Model: An Application to Aggregate Money Holdings». *Economic Reviews*, 13: pp. 151-178.
- KOOP, G.; PESARAN, M. H. y POTTER, S. M. (1996): «Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models». *Journal of Econometrics*, 74: pp. 119-147.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P. y SHIN, Y. (1992): «Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of Unit Root». *Journal of Econometrics*, 54: pp. 159-178.
- LARUE, B. y BABULA, R. A. (1994): «Evolving Dynamic Relationships Between the Money Supply and Food-based Prices in Canada and the United States». *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 42: pp. 159-176.
- LONGMIRE, J. y MOREY, A. (1983): «Strong Dollar Dampens Demand for US Farm Exports». *FAER Report*, 123. USDA, Washington DC.
- MOUNT, T. (1989): *Policy Analysis with Time Series Econometric Models*. Discussion Paper for Joint AEA/ AAEA Session.
- ORDEN, D. y FACKLER, P. L. (1989): «Identifying Monetary Impacts on Agricultural Prices in VAR Models». *American Journal of Agricultural Economics*, 71 pp. 459-502.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992): «A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the ML Cointegration Rank Test Statistics». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: pp. 461-472.

- OWOYE, O. y ONAFOWARA, O. A. (1994): «The relative importance of monetary and fiscal policies in selected African countries». *Applied Economics*, 26: pp. 1.083-1.091.
- PESARAN, M. H. y SHIN, Y. (1998): «Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models». *Economics Letters*, 58: pp. 17-29.
- ROBERTSON, J. C. y ORDEN, D. (1990): «Money Impact on Prices in the Short and Long Run: Some Evidence from New Zealand». *American Journal of Agricultural Economics*, 72: pp. 160-171.
- SCHUH, G. E. (1974): «The Exchange Rate and the US Agricultural». *American Journal of Agricultural Economics*, 56: pp. 1-13.
- TAYLOR, J. S. y SPRIGGS, A. (1989): «Effects of the Monetary Macroeconomy on Canadian Agricultural Price». *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 23: pp. 278-289.
- TWEETEN, L. G. (1980): «An Economic Investigation of Inflation Pass-through to the Farmer Sector». *Western Journal of Agricultural Economics*, 5: pp. 89-106.

RESUMEN

Análisis cuantitativo de las relaciones entre macroeconomía y sector agrario en Túnez

El proceso de globalización que la economía mundial está manifestando en los últimos años constituye un gran reto para Túnez, país que está inmerso en un gran proyecto de reformas económicas y estructurales. En este contexto, cualquier decisión en el ámbito de la política macroeconómica genera importantes consecuencias, tanto directas como indirectas, que afectan al bloque agroalimentario y a sus agentes. Sin embargo, hasta la fecha la mayoría de los estudios efectuados sobre el sector agroalimentario han ignorado estos efectos. Desde este punto de vista, este estudio es uno de los primeros trabajos que analiza el impacto de cambios en la política monetaria y cambiaria sobre las exportaciones y los precios percibidos en el sector agroalimentario. El enfoque metodológico utilizado para abordar este estudio se basa en el análisis multivariante de cointegración, lo que nos ha permitido diferenciar entre el largo y el corto plazo. Los principales resultados obtenidos indican que la relación existente entre las variables macroeconómicas y el sector agroalimentario es unidireccional. Aquellas tienen un efecto en éste pero no al contrario. Los shocks en el tipo de cambio generan efectos más permanentes que los que tienen lugar en la política monetaria.

PALABRAS CLAVE: Política macroeconómica, sector agroalimentario, Túnez, funciones impulso-respuesta.

SUMMARY

Quantitative analysis of the relationships between macroeconomics and agricultural sector in Tunisia

The ongoing globalisation process, which is taken place in the world economy, is a big challenge for Tunisia, a country which is suffering a complex process of structural economic reforms. In this situation any policy decision on macroeconomic variables generates important consequences, both direct and indirect, on the agrofood sector. However, most of the studies dealing with the agricultural sector have ignored such possible effects. This study is one of the first attempts to analyse the impact of changes in the monetary policy and the exchange rate on agricultural prices and exports. The methodology used is based on the multivariate cointegration approach which allows to differentiate between the short and the long-run behaviour. Results indicate that changes in macroeconomic variables have an effect on the agricultural sector but the reverse effect does not hold. Any shock in the exchange rate generates more permanent effects on agricultural prices and exports than those in the monetary variables.

KEYWORDS: Macroeconomic policy, agrofood sector, Tunisia, impulse-response functions.

