

## **“Relaciones dinámicas y predicción de precios en el complejo agroganadero en Aragón”**

**Monia Ben-Kaabia**, *Universidad de Zaragoza*

**José M<sup>a</sup> Gil Roig**, *Universidad Politécnica de Cataluña*

**Josefina Cabeza Laguna**, *Universidad de Zaragoza*

Este documento de trabajo forma parte de la segunda convocatoria de proyectos de investigación sobre economía aragonesa de FUNDEAR (2005).

**Documento de Trabajo nº 23/06**

Este trabajo, así como una versión ampliada del mismo, puede consultarse en la página web de FUNDEAR:

<http://www.fundear.es>

**Edita:** Fundación Economía Aragonesa FUNDEAR

**Impresión:** INO Reproducciones S.A.

**ISSN:** 1696-2125

**D.L.:** Z-813-2003

© de la edición, Fundación Economía Aragonesa, 2006

© del texto, los autores, 2006

La serie Documentos de Trabajo que edita FUNDEAR, incluye avances y resultados de los trabajos de investigación elaborados como parte de los programas y proyectos en curso. Las opiniones vertidas son responsabilidad de los autores. Se autoriza la reproducción parcial para fines docentes o sin ánimo de lucro, siempre que se cite la fuente.

## **Resumen**

Dado que la única información disponible mensualmente es la relativa a los precios existentes en diferentes zonas geográficas, en este proyecto se pretende sacar el mayor partido a dicha información. Por ello, en este trabajo, los precios agrícolas en la zona del Ebro se van a poner en relación con los precios existentes en otras zonas productoras en España. Nuestro objetivo es, por tanto, predecir el comportamiento del precio en Aragón teniendo en cuenta únicamente las relaciones de precios existentes con otros mercados separados espacialmente. Como objetivo secundario de este trabajo se plantea el análisis de las relaciones espaciales de los precios de los productos objeto de análisis. El análisis de las relaciones de precios en diferentes mercados separados espacialmente en España permitirá determinar si existe algún mercado líder y, en su caso, cómo reaccionan el resto de mercados ante variaciones en el precio de dicho mercado. Asimismo, nos permitirá escoger un mercado representativo a nivel productor.

El trabajo se aplica a los análisis de los precios del maíz y carne de cordero en las diferentes zonas productoras de España. La elección de estos dos productos se debe a una doble razón. En primer lugar, se pretende de elegir un producto animal y otro vegetal, a fin de realizar comparaciones. En segundo lugar, se trata de productos no perecederos para los que existe información disponible todo el año. Finalmente se trata de productos de gran tradición en Aragón, sobre todo el de la carne de cordero, aunque su importancia en producción final ganadera se sitúa por detrás de otros productos como el cerdo o el vacuno. Para alcanzar estos objetivos se ha adoptado el enfoque metodológico propuesto por Johansen (1988).

**Palabras clave:** Precios, Sector Agroalimentario, Predicción, Aragón, Cointegración, Ovino, Maíz

**Código JEL:** Q11, C32, C53

## **Abstract**

Given that the only information available monthly is that related to the prices from different geographical areas, this paper aims to take full advantage of this information. Therefore, in this paper, agricultural prices in the Ebro area will be related to those prices from other production areas in Spain. Our goal is to predict price behaviour in Aragon taking into account relationships of prices among other spatially distanced markets. As a second goal, this paper plans to study the spatial relationships between the prices of the analysed products. The analysis of the relationship between prices from different spatially distanced markets will determine if there is any market leader and if so, how other markets react to price movements in that market. Moreover, this will allow us to choose a representative market at production level. The paper analyses corn and lamb prices, from different spanish production areas. Two reasons justifies choosing these two products. Firstly, in order to carry out comparisons, an animal and a vegetable product are chosen. Secondly, these are non-perishable products for which information is available the whole year. Finally, they are traditional products in Aragon, especially lamb, although its importance in final production is below other products such as pork and beef. The methodological approach proposed by Johansen (1988), is adopted to meet these ends.

**Keywords:** Prices, agricultural sector, forecast, Aragon, Cointegration, Lamb, Cort

**JEL Classification:** Q11, C32, C53



# ÍNDICE

Nº pág.

<b>Introducción</b> .....	7
<b>1. Enfoque metodológico</b> .....	8
<b>2. Datos y propiedades estocásticas de los precios</b> .....	11
2.1 Fuentes de datos .....	11
2.2 Propiedades estocásticas de los precios .....	12
<b>3. Relaciones de liderazgo-dependencia a largo plazo</b> .....	13
3.1 Análisis de cointegración .....	13
3.2 Análisis del largo plazo en el sector ovino.....	15
3.2.1 Especificación del modelo .....	15
3.2.2 Determinación del rango de cointegración .....	16
3.2.3 Estimación y especificación de las relaciones de cointegración .....	17
3.3 Análisis de cointegración del sector de cereales.....	22
3.3.1 Especificación del modelo VAR.....	22
3.3.2 Determinación del rango de cointegración .....	23
3.3.3 Identificación de las relaciones de equilibrio a largo plazo.....	24
<b>4. Relaciones dinámicas a corto plazo</b> .....	27
4.1 Introducción .....	27
4.2 Relaciones dinámicas a corto plazo en el sector ovino .....	28
4.2.1 Relaciones dinámicas a corto plazo en el sector maíz .....	32
<b>5. Evaluación de la capacidad predictiva de los modelos de predicción</b> .....	35
5.1 Métodos de evaluación de las predicciones.....	36
5.1.1 Evaluación cuantitativa de las predicciones.....	36
5.1.2 Evaluación cualitativa de las predicciones.....	39
5.2 Análisis de la capacidad predictiva de los modelos utilizados para predecir el precio de maíz y ovino .....	39
5.2.1 Evaluación cuantitativa de las predicciones.....	39
5.2.2 Evaluación cualitativa de las predicciones.....	41
<b>6. Resumen y conclusiones</b> .....	43
<b>Bibliografía</b> .....	48

# ÍNDICE DE TABLAS Y GRÁFICOS

Nº pág.

Figura	1	Metodología de los modelos VAR .....	10
Tabla	1	Resultados de contrastes de raíces unitarias a partir del estadístico de DFA .....	12
Tabla	2	Resultados de los contrastes Dickey-Fuller aumentado para los precios del Maíz.....	13
Tabla	3	Contrastes del rango de cointegración .....	16
Tabla	4	Contrastes de significatividad sobre los parámetros de los matrices $\alpha$ y $\beta$ .....	17
Tabla	5	Restricciones sobre un subconjunto de vectores.....	18
Tabla	6	Identificación exacta de las relaciones de cointegración .....	20
Tabla	7	Estimación de las matrices $\beta$ y $\alpha$ bajo la hipótesis $H_0$ .....	22
Tabla	8	Estimación de $\beta$ y $\alpha$ bajo las restricciones sobre alfa y beta en conjunto .....	22
Tabla	9	Contrastes del rango de cointegración en el sistema $I(1)$ .....	23
Tabla	10	Estimación del espacio de cointegración y sus correspondientes $\alpha$ .....	24
Tabla	11	Identificación del espacio de cointegración.....	26
Tabla	12	Estimación de los parámetros del largo plazo .....	27
Grafico	1	Funciones impulso-respuesta de los precios en los diferentes mercados.....	30
Grafico	2	Funciones impulso-respuesta ante un shock transitorio en el precio francés .....	33
Grafico	3	Funciones impulso-respuesta ante un shock transitorio en el precio andaluz .....	34
Grafico	4	Funciones impulso-respuesta ante un shock transitorio en el precio de Castilla la Mancha .....	34
Grafico	5	Funciones impulso-respuesta ante un shock transitorio en el precio del Ebro .....	35
Tabla	13	Error cuadrático medio (ECM) y porcentaje medio del error absoluto (PMEA) para todos los modelos estimados de los precios de ovino .....	40
Tabla	14	Error cuadrático medio (ECM) y porcentaje medio del error absoluto (PMEA) para todos los modelos estimados de los precios de maíz.....	41
Tabla	15	Resultados del contraste de ajuste direccional de Henriksson y Merton (1981): precios de ovino.....	42
Tabla	16	Resultados del contraste de ajuste direccional de Henriksson y Merton (1981): precios de maíz .....	43

## Introducción

La adhesión de España a la Unión Europea supuso la entrada en vigor de unas nuevas reglas del juego que condicionó sobremanera la evolución de los precios. Ello creó una gran incertidumbre en el sector productor sobre la evolución de dichos precios en el corto plazo, haciendo difícil la adopción de las estrategias de comercialización adecuadas, sobre todo en lo que se refería al momento en el que se debía vender. Este efecto aún se ha hecho más patente a partir de la entrada en vigor de la reforma de la PAC en 1992 y de su apuntalamiento en la Agenda 2000. La introducción de un nuevo proceso liberalizador está permitiendo que los precios cada vez se adapten más a las reglas del mercado, esto es, a las leyes de la oferta y de la demanda, aun reconociendo la existencia de imperfecciones en dicho mercado.

En este contexto, tanto los productores, como los transformadores y agentes comerciales se enfrentan, cada vez más a menudo, a una mayor incertidumbre sobre la evolución de los precios a lo largo de la campaña, debiendo adoptar decisiones en un contexto de riesgo creciente. La existencia de rendimientos variables en la mayor parte de las producciones (derivados de la propia naturaleza de los productos) y de elasticidades-precio de demanda relativamente bajas, hacen que las fluctuaciones en precio de la mayor parte de los productos agrícolas sean elevadas. Por otro lado, en un contexto de globalización creciente, los mercados agrícolas se encuentran más interrelacionados, de tal forma que acontecimientos en países terceros pueden tener una influencia decisiva en el comportamiento de los precios de un determinado país, independientemente de las condiciones de oferta y demanda internas.

Cualquier decisor requiere, por tanto, algún tipo de conocimiento (expectativas o creencias) sobre la evolución futura de los precios. En países con una agricultura más desarrollada, a la vez que cada decisor procesa una determinada cantidad de información, puede acudir a una serie de organismos públicos o privados que le proporcionan información adicional para reforzar o, en algunos casos, cambiar sus propias creencias. El rango de posibles usuarios de estas predicciones es muy amplio, abarcando desde el sector productor hasta la Administración, cada uno utilizando esta información con objetivos diferentes, pero todos ellos interesados en tomar decisiones más eficientes.

Así, en Estados Unidos existen algunas empresas de servicios que se dedican a realizar predicciones sobre precios de diferentes productos, así como el propio Ministerio de Agricultura (USDA). El desarrollo de las modernas tecnologías de comunicación ha facilitado el acceso a una gran diversidad de fuentes de información, tanto públicas como privadas en las que se ofrecen periódicamente (diaria o semanal) noticias sobre los acontecimientos principales registrados en los mercados agroalimentarios incluyendo, en algunas ocasiones, informaciones sobre los precios existentes y las posibles tendencias (estable, alcista o a la baja) de los mismos a muy corto plazo.

En el caso de España, la información existente es muy limitada. El Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación recoge, entre otras estadísticas, la evolución de precios pagados y percibidos, si bien la disponibilidad de dicha información se produce con cierto retraso. Otros organismos, como algunas Lonjas, también ofrecen información bastante actualizada sobre las cotizaciones de los principales productos intercambiados en las mismas. A nivel de mercados mayoristas, MERCASA ofrece información sobre precios con una periodicidad semanal, mientras que el Ministerio de Economía dispone de información de precios a nivel detallista. AGRAEUROPA ofrece semanalmente informaciones relativas a los mercados agroalimentarios, prestando especial atención, en su versión española, a los acontecimientos que han tenido lugar en nuestro país.

Como se puede apreciar, la información existente en España sobre precios agrarios se encuentra bastante fragmentada y dispersa, limitándose, en la mayor parte de las ocasiones, a recoger la información disponible. No existe, al menos que nosotros conozcamos, ningún organismo, público o privado, que ofrezca información sistematizada sobre los precios existentes en los mercados más representativos de cada producto y que, a su vez, ofrezca información cuantitativa sobre la posible evolución de los precios en el corto y medio plazo. En este contexto, la utilización de métodos cuantitativos destinados a realizar predicciones lo más acertadas posibles tanto desde el punto de vista de la magnitud como del sentido de la evolución de los precios puede ser de gran utilidad si con ello se reduce la incertidumbre existente en el mercado.

## **1. Enfoque Metodológico**

La literatura contiene numerosos enfoques a la hora de predecir, a corto plazo, la evolución de los precios agrarios. El abanico de métodos utilizados abarca desde sofisticados modelos de ecuaciones simultáneas hasta simples extrapolaciones o estimaciones intuitivas. En términos generales, todos estos procedimientos pueden englobarse bajo dos clasificaciones alternativas (Bessler y Brandt, 1979). Una primera clasificación considera que las predicciones pueden proceder de dos tipos de modelos: estructurales y no estructurales. En los primeros, se recogen una serie de ecuaciones que representan los aspectos relevantes de la oferta y la demanda de un determinado producto. El segundo tipo de modelos es puramente empírico y en él se recogen únicamente los movimientos pasados de la variable que se quiere predecir. En general, los modelos estructurales requieren la utilización de un gran número de datos. Sin embargo, si el objetivo es predecir, y no realizar análisis estructurales, existen una serie de técnicas que requieren la utilización de un menor cúmulo de información y que, por tanto, son más fáciles de aplicar. Una segunda clasificación consiste en dividir las predicciones entre aquellas que son generadas mecánicamente (no necesitan la intervención humana) y aquellas que no son generadas mecánicamente.

Asimismo, en un contexto de mercados más competitivos y cada vez más globalizados, el precio existente en una determinada área geográfica no viene solamente determinado por las condiciones de oferta y demanda en dicha área, sino que los precios en el resto de los mercados influyen de forma notable en dicho precio. Este fenómeno es mucho más evidente dentro de un mismo país en el que convive un gran número de productores que operan en el ámbito local junto con un reducido número de cadenas de distribución que operan en todo el territorio nacional. Las labores de arbitraje permiten armonizar los precios en las diferentes zonas productoras independientemente de las condiciones de oferta y demanda locales. Por tanto, para predecir el comportamiento de los precios en una determinada zona, es necesario analizar lo que ocurre en otras áreas geográficas. En este sentido, parece interesante detectar la existencia de un mercado líder, ya que, en este caso, cualquier variación en el precio de dicho mercado se transmitirá al resto de los mercados. En consecuencia, el precio líder puede considerarse como un buen predictor del comportamiento de los precios en cualquier mercado relacionado.

En cualquier caso, la elección del método de predicción debe basarse fundamentalmente en dos aspectos: 1) el objetivo final del trabajo; y 2) la información disponible. En relación con este trabajo, el objetivo final es predecir a corto y medio plazo la evolución de los precios agrícolas en la zona del Ebro con el fin de reducir la incertidumbre existente sobre la evolución de los precios a lo largo de la campaña de comercialización. Hablar de corto plazo equivale a referirnos a predicciones realizadas a uno o dos meses vista; mientras que con el medio plazo, nos estamos refiriendo a predicciones realizadas a cinco o seis meses vista. La frecuencia de la información necesaria para realizar este análisis debe ser, por tanto, mensual. Con esta frecuencia de datos, es prácticamente imposible elaborar un modelo estructural que incluya tanto las condiciones de oferta como de demanda. Por ejemplo, en el caso que nos ocupa deberíamos disponer de la cantidad ofertada semanal o mensualmente (nivel de stocks a lo largo de la campaña), información que no existe.

Dado que la única información disponible mensualmente es la relativa a los precios existentes en diferentes zonas geográficas, en este proyecto se pretende sacar el mayor partido a dicha información. Por ello, en este trabajo, los precios agrícolas en la zona del Ebro se van a poner en relación con los precios existentes en otras zonas productoras en España así como con el precio de referencia europeo para este producto que es el existente en Francia. En definitiva, estamos asumiendo que en el corto plazo la evolución de los precios sintetiza las condiciones cambiantes de oferta y demanda en cada uno de los mercados y que esas condiciones cambiantes pueden transmitirse rápidamente al resto de mercados relacionados.

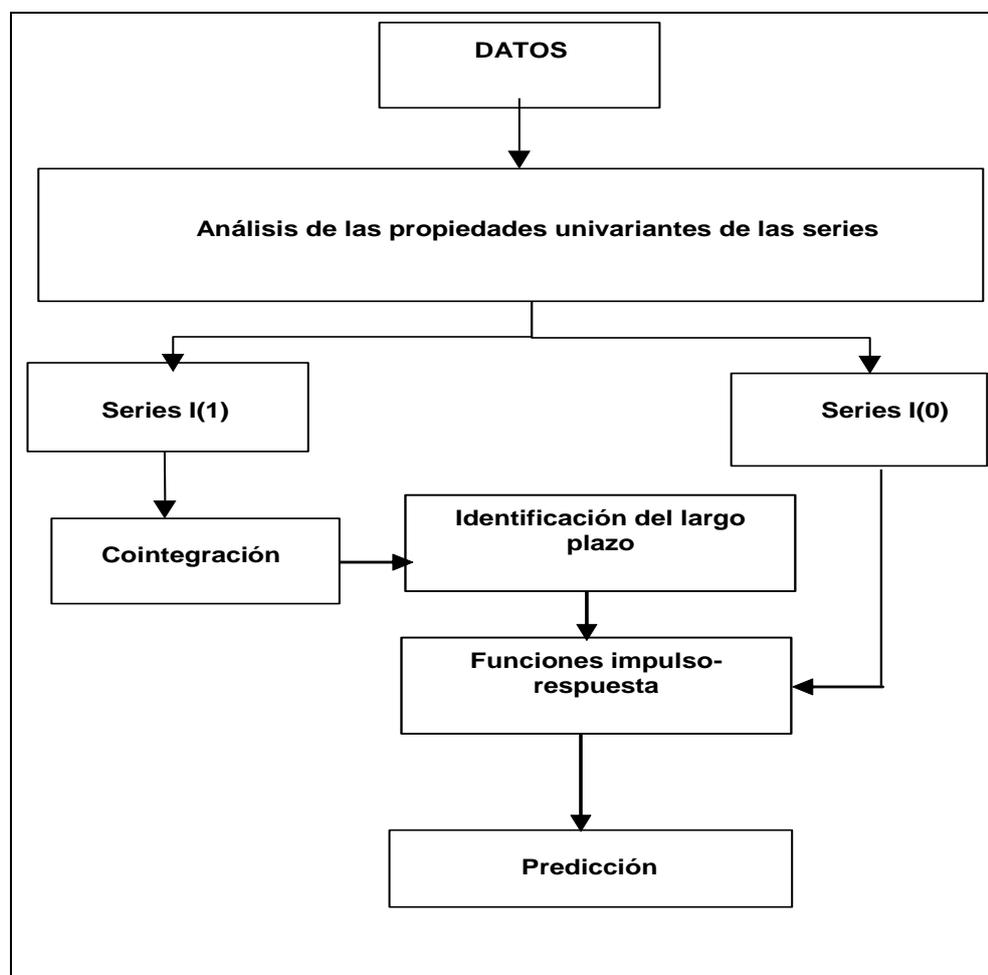
Nuestro objetivo es, por tanto, predecir el comportamiento del precio en Aragón teniendo en cuenta únicamente las relaciones de precios existentes con otros mercados separados espacialmente. Como objetivo secundario de este trabajo se plantea el análisis de las relaciones espaciales de los precios de los productos objeto de análisis. El análisis de las relaciones de precios en diferentes mercados separados espacialmente en España permitirá determinar si existe algún mercado líder y, en su caso, cómo reaccionan el resto de

mercados ante variaciones en el precio de dicho mercado. Asimismo, nos permitirá escoger un mercado representativo a nivel productor.

El trabajo se aplica a los análisis de los precios del maíz y carne de cordero en las diferentes zonas productoras de España. La elección de estos dos productos se debe a una doble razón. En primer lugar, se pretende de elegir un producto animal y otro vegetal, a fin de realizar comparaciones. En segundo lugar, se trata de productos no perecederos para los que existe información disponible todo el año. Finalmente se trata de productos de gran tradición en Aragón, sobre todo el de la carne de cordero, aunque su importancia en producción final ganadera se sitúa por detrás de otros productos como el cerdo o el vacuno.

Para alcanzar estos objetivos se ha adoptado el enfoque metodológico propuesto por Johansen (1988) y que reproducimos de forma esquemática en la Figura 1.

**Figura 1**  
**Metodología de los modelos VAR**



Dicho enfoque se inicia con el análisis de las propiedades estocásticas de las series objeto de estudio, esto es, si las series son estacionarias o no. Si las series no son estacionarias, se procederá al análisis de cointegración. Para ello, se especificarán los modelos adecuados

(componentes determinísticos y número de retardos) y se llevarán a cabo diversos contrastes para determinar si las series están cointegradas o no y, en su caso, para delimitar cuántas relaciones de equilibrio existen entre las series consideradas. Asimismo, se tratarán de identificar dichas relaciones de equilibrio a largo plazo.

Una vez identificado el largo plazo, se analizarán las denominadas funciones impulso, esto es, cómo reacciona cada precio del sistema ante un shock inesperado en otro precio, y se realizarán predicciones para las diferentes series de precios incluidas en el modelo. Aunque el objetivo principal de la tesis es la predicción, el análisis de las funciones impulso únicamente pretende aportar información complementaria al trabajo analizando las relaciones dinámicas existentes entre los diferentes precios en el corto plazo. Dicha información puede ser útil para detectar la posible presencia de un mercado líder, lo que, a su vez, puede facilitar la toma de decisiones a los agentes implicados en la comercialización del producto en cuestión.

Para la consecución del objetivo propuesto, el trabajo se ha estructurado de la siguiente forma. En el Apartado 2 se realiza un análisis descriptivo de las series de datos consideradas en este trabajo así como de sus propiedades estocásticas. En el Apartado 3 se analizan e identifican las relaciones de equilibrio a largo plazo existentes entre los dos mercados considerados en este trabajo. Se prestará especial atención a la detección de las posibles relaciones de liderazgo-dependencia. Las reacciones de los distintos precios a shocks inesperados en el resto de precios considerados se estudian en el Apartado 4. El Apartado 5 se dedica a la predicción. El trabajo concluye con una serie de consideraciones finales sobre los resultados obtenidos.

## **2. Datos y propiedades estocásticas de los precios**

### **2.1 Fuentes de datos**

A la hora de analizar el mecanismo de transmisión de precios en el sector ovino español se han considerado los mercados más representativos existentes en nuestro país. Teniendo en cuenta que, con el fin de cumplimentar lo dispuesto en la OCM del ovino y elaborar un precio medio nacional, el Ministerio de Agricultura Pesca y Alimentación (MAPA) recoge información de diversos mercados en origen situados, precisamente, en las zonas de mayor producción de carne de ovino en España: Lonja del Ebro (Aragón) (PARA), Zafra (Extremadura) (PEXT), Albacete y Talavera de la Reina (Castilla la Mancha) (PMAN) y Medina del Campo (Castilla León) (PCAS), estos han sido los cuatro mercados inicialmente considerados en este trabajo ( en el caso de Castilla la Mancha se tomaron precios promedios de Albacete y Talavera). Los precios han sido suministrados directamente por la Secretaría General Técnica del MAPA y están referidos a un Kg. de peso canal (para canales entre 12 y 13 Kg.) teniendo en cuenta el coste del sacrificio así como vísceras,

despojos, etc. Su frecuencia es mensual y el período de análisis abarca los años 1993 a 2003<sup>1</sup>. Se ha preferido trabajar en moneda nacional y no en Euros para facilitar la homogeneidad de las series ya que salvo los últimos años, los precios se referían a pesetas. Para los últimos años se ha utilizado el tipo de cambio fijado (1 Euro= 166,836 Pesetas).

En el caso del maíz los datos referidos a los precios percibidos en las diferentes regiones se han tomado de dos publicaciones del Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación (MAPA), “Mercados Nacionales” y “Comercio Exterior” ambos elaboradas por el FEGA (SENPA hasta 1991). Todos los precios están expresados en pesetas por kilogramo por las mismas razones que hemos comentado para el caso de ovino. Se han recogido precios de los mercados más representativos a nivel nacional: Ebro (LA), Andalucía (LAN) y Castilla la Mancha (LCM). El precio de Extremadura se consideró en un principio, pero posteriormente se descartó al existir un gran número de semanas en las que no se recogía ninguna cotización. En cuanto al precio de Francia (LF), se ha tomado como referencia la cotización en el puerto de Barcelona, expresado, asimismo en pesetas por kilogramo. La frecuencia de los datos es mensual y abarca desde Septiembre de 1991 hasta Junio de 2003. Por tanto, se trabaja con campañas de comercialización y no con años naturales.

## 2.2 Propiedades estocásticas de los precios

En este apartado vamos a analizar las propiedades estocásticas de las diferentes series de precios tanto de maíz como de ovino. Dicho en otras palabras, si las series de precios utilizadas en este trabajo son o no estacionarias. Para determinar el grado de integración de las series se han utilizado los contrastes propuestos por Dickey y Fuller (1981).

**Tabla 1**  
**Resultados de contrastes de raíces unitarias a partir del estadístico de DFA<sup>a</sup>**

Estadístico	PMAN	PEXT	PARA	PCAS	Valor crítico (5%) <sup>c</sup>
$\tau_\tau$	-3,44	-3,36	-3,21	-3,62	-3,42
$\Phi_3$	5,93	6,07	5,30	6,59	6,49
$\tau_\mu$	-2,23	-2,19	-2,54	-3,49	-2,87
$\Phi_1$	5,41	8,91	3,43	6,23	4,62
$\tau$	1,22	0,83	1,84	0,96	3,02
Retardo óptimo	3	5	5	3	

a) PMAN, PCAS, PARA representan los precios en Castilla la Mancha, Extremadura, Castilla y León y Aragón, respectivamente.

b) Los valores críticos se han tomado de MacKinnon(1991).

c) Los modelos incluyen, adicionalmente, 11 variables ficticias para recoger el componente estacional.

<sup>1</sup> Todas las variables han sido transformadas en logaritmos. Este es un procedimiento habitual y, además, como señaló Hamilton (1994), la transformación logarítmica actúa en la serie amortiguando la amplitud de las oscilaciones y, por tanto, permite alcanzar más fácilmente la estacionariedad en varianza tras una primera diferenciación. Existe una segunda razón de tipo más económico. Para cambios pequeños, la primera diferencia del logaritmo de una variable es aproximadamente igual a la tasa de variación de la serie original. De este modo, si una variable en logaritmos es integrada de orden uno, la tasa de variación de la variable original es estacionaria.

En las Tablas 1 y 2 se recogen los resultados de la aplicación de dichos contrastes. El proceso de contraste se inicia utilizando el modelo más general, incluyendo una constante y una tendencia determinística, y procediendo a excluirlos cuando se observa la no significatividad de dichos componentes. En los ambos sectores los resultados nos permite concluir que existe suficiente evidencia a favor de la presencia de una raíz unitaria alrededor de una media no nula y sin tendencia determinística en las ocho series de precios consideradas.

**Tabla 2**  
**Resultados de los contrastes Dickey-Fuller Aumentado para los precios del Maíz<sup>a</sup>**

Modelo		Series en niveles <sup>b,c</sup>				
		VC(%5) <sup>f</sup>	LAN	LA	LCM	LF
(3a)	$T_T$	-3,46	- 2,11	-2,27	-2,05	-2,67
	$\Phi_3$	6,51	2,23	2,67	2,13	3,56
(3b)	$T_\mu$	-2,90	-1,49	-1,51	-1,40	-1,84
	$\Phi_1$	4,75	7,44*	10,85*	3,30	14,43*
(3c)	T	1,96	-1,49	-1,51		-1,84
	T	-1,95			-0,42	
K			4	3	2	1

a) LAN, LA, LCM Y LF representan los precios en logaritmos de Andalucía, Aragón, Castilla la Mancha y Francia, respectivamente.

b) Los modelos incluyen, adicionalmente, 11 variables ficticias para recoger el componente estacional.

c) Los valores críticos se han tomado de MacKinnon(1991)

### 3. Relaciones de liderazgo-dependencia a largo plazo

#### 3.1 Análisis de Cointegración

Si las series objeto de análisis no son estacionarias, el siguiente paso consiste en analizar si dichas series están cointegradas. Es decir, contrastar si existe al menos alguna relación de equilibrio estacionaria entre las mismas. Para contrastar si existen o no relaciones de cointegración entre las series en este estudio se ha utilizado el procedimiento multivariante desarrollado a partir de Johansen (1988).

El procedimiento multivariante desarrollado a partir de Johansen (1988) presenta numerosas ventajas respecto al procedimiento anterior: i) permite contrastar el orden de integración de cada variable introducida en el modelo; ii) la estimación de los vectores de cointegración no se ve afectada por la normalización del vector de cointegración; iii) determina directamente el número de las relaciones de cointegración existentes entre un conjunto de variables; iv) se gana en eficiencia al incorporar la información del corto plazo a la hora de estimar los parámetros del largo plazo; y v) permite realizar contrastes de hipótesis sobre los parámetros estimados. Este método será utilizado en este trabajo, por lo que en las

próximas líneas nos dedicaremos a describir los aspectos más relevantes de dicho procedimiento.

El procedimiento de Johansen parte de la especificación de un modelo VAR(k) que tiene la siguiente representación (se han omitido los componentes determinísticos para simplificar el análisis):

$$\mathbf{P}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{P}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{P}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_k \mathbf{P}_{t-k} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1)$$

donde:

$\mathbf{P}_t$  : es un vector de variables de orden  $(p \times 1)$ :  $\mathbf{P}_t = [P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{pt}]'$  y siendo  $p$  el número de variables incluidas en el modelo ( $p=4$  en nuestro caso)

$\mathbf{A}_i$ ,  $i=1, 2, \dots, k$  son matrices  $(p \times p)$  de parámetros autoregresivos

$k$  : la longitud óptima del retardo

$\boldsymbol{\varepsilon}_t$ : es un vector de residuos ruido blanco que cumple:

$$E(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = 0 \quad \text{para todo } t$$

$$E[\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_s'] = \begin{cases} 0 & \text{si } t \neq s \\ \Sigma & \text{si } t = s \end{cases}$$

siendo  $\Sigma$  una matriz  $p \times p$  de varianzas y covarianzas de los residuos definida positiva.

La expresión anterior se puede reparametrizar en forma de un Vector de Mecanismo de Corrección del Error (VMCE) adoptando la siguiente forma:

$$\Delta \mathbf{P}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{P}_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{P}_{t-k+1} + \Pi \mathbf{P}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2)$$

donde:

$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k \mathbf{A}_j; \quad i=1, \dots, k-1$$

$$\Pi = -\mathbf{I} + \sum_{i=1}^k \mathbf{A}_i$$

En las matrices  $\Gamma_i$  se recogen los ajustes dinámicos a corto plazo de las variables. La matriz  $\Pi$  de dimensión  $(p \times p)$  proporciona información sobre las relaciones a largo plazo existentes entre las variables  $\mathbf{P}_t$ , de modo que el rango  $(\Pi) = r$  (el número de columnas linealmente independientes en dicha matriz) determina el número de relaciones de cointegración. En este caso, la matriz  $\Pi$  se puede descomponer en el producto de dos matrices  $\alpha$  y  $\beta$  de orden  $(p \times r)$ :

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (3)$$

La matriz  $\beta$  recoge las  $r$  combinaciones lineales independientes y estacionarias, mientras que los parámetros de la matriz  $\alpha$  miden la velocidad de ajuste de las variables dependientes hacia el equilibrio a largo plazo recogido en el término  $(\beta'P_t)$ . Teniendo en cuenta todo lo anterior, determinar la existencia de cointegración entre los cuatro precios es equivalente a determinar el rango de la matriz  $\Pi$  para lo cual Johansen (1988) propone dos estadísticos: el del valor propio máximo ( $\lambda$ -max) y el de la traza.

Una vez estimado el espacio de cointegración, la *identificación económica* consiste en comprobar que los parámetros de los vectores de cointegración obtenidos son compatibles con la teoría económica (significatividad, signos y magnitud de los parámetros estimados en cada vector de cointegración). Estas herramientas metodológicas serán utilizadas, a continuación, para estudiar los procesos de transmisión de los precios en el sector ovino y maíz entre las distintas regiones consideradas anteriormente. En concreto, a partir de los resultados obtenidos se pretende responder a dos importantes cuestiones: 1) Medir el grado de integración entre los precios de carne de cordero y maíz en diferentes mercados separados en el espacio. En otras palabras, hasta que punto el precio en cada mercado de origen responde ante shocks en otro mercado y 2) Determinar si existe algún mercado líder en cuanto a la fijación de los precios.

## **3.2 Análisis del largo plazo en el sector Ovino**

### *3.2.1 Especificación del modelo*

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos en los contrastes de raíces unitarias, se trata de definir si el sistema  $I(1)$  compuesto por las siguientes variables: PARA (Precio en Aragón), PMAN (precio en Castilla la Mancha), PCAS (Precio en Castilla y León) y PEXT (Precio en Extremadura) está cointegrado.

Tal como se ha comentado en la parte metodológica de este trabajo, el análisis de cointegración parte de la especificación de un modelo VAR(k) donde el investigador tiene la obligación de reflexionar acerca de dos cuestiones: i) qué componentes determinísticos se deben incluir en el modelo; y ii) cuál es el retardo óptimo que asegura una correcta especificación de los residuos (ruido blanco).

En cuanto a los elementos determinísticos, y en una primera aproximación, se ha decidido introducir una constante restringida al espacio de cointegración. Esta elección se ha basado en el hecho de que, tanto en los análisis gráficos como en los contrastes de raíces unitarias, se ha comprobado que en todas las variables se acepta la presencia de una raíz unitaria

alrededor de una media diferente de cero<sup>2</sup>. Asimismo, para tener en cuenta el componente estacional en las series de precios se han incluido 11 variables ficticias.

Con respecto a la selección del número óptimo de retardos, a lo largo de la literatura se han desarrollado diversos criterios para determinar dicho valor (k) (véase Lütkepohl (1993) para una exposición detallada de todos estos criterios). En este trabajo se ha limitado a la utilización de dos criterios: el criterio de información de Akaike (AIC) (Akaike, 1971) y ratio de verosimilitud de Tiao y Box (1981) (LR).

Los resultados de la aplicación de estos criterios<sup>3</sup> indican que el sistema (1) debería incluir dos retardos. A continuación, se ha contrastado si los residuos de los modelos VAR incluyendo dos retardos se aproximan a un ruido blanco y la normalidad, para lo que se ha utilizado el test de Breusch-Godfrey (LM) (Godfrey, 1988) en su versión multivariante y el Doornik y Hansen (1994), respectivamente. Los resultados obtenidos indicaban la presencia de problemas de autocorrelación. Los resultados de la batería de contrastes mencionados indicaron la conveniencia de especificar un sistema con tres retardos.

### 3.2.2 Determinación del rango de cointegración

Una vez obtenida una correcta especificación del modelo, a continuación pasamos a determinar el número de vectores de cointegración existentes entre las cuatro variables consideradas. El rango de cointegración se contrasta mediante la utilización del contraste de la Traza. La distribución de este contraste depende de la especificación de los componentes determinísticos incluidos en el modelo. Los resultados obtenidos del estadístico de la Traza, así como los valores críticos, se encuentran recogidos en la Tabla 3. Para un nivel de significatividad del 5%, el estadístico de la Traza no permite rechazar la hipótesis nula de 3 vectores de cointegración frente a la alternativa de  $r=4$ . En consecuencia, se puede concluir que existen tres relaciones de equilibrio estable a largo plazo entre los cuatro mercados considerados en este trabajo.

**Tabla 3**  
**Contrastes del rango de cointegración**

Trace <sup>a</sup>	H <sub>0</sub> : r	p - r	Traza 95% <sup>b</sup>	Traza 90% <sup>b</sup>
74,65	0	4	54,08	49,65
42,94	1	3	35,19	32,00
22,17	2	2	20,12	17,85
3,92	3	1	9,17	7,52

a) La hipótesis nula del estadístico de la traza es  $r \leq r_0$  frente a la alternativa general  $r = p$ .

b) Los valores críticos del estadístico de la traza se han obtenido de Osterwald-Lenum (1992).

<sup>2</sup> Asimismo, se ha observado que los gráficos en primeras diferencias giran en torno a una media nula, lo que indica que no sería posible rechazar que  $E(\Delta P_t) = 0$  para todos los precios. En consecuencia, la especificación de un modelo VMCE con una constante podría ser el apropiado para nuestro caso.

<sup>3</sup> En la estimación del modelo VAR, las variables se expresan en niveles y con la introducción de una constante y 11 variables ficticias en el componente determinístico del modelo.

Según Goodwin y Schroder (1991) la condición necesaria para que los mercados separados en el espacio se consideren perfectamente integrados es que entre  $p$  precios deberían existir  $(p-1)$  vectores de cointegración. Es decir, a largo plazo, los precios en los diferentes mercados se mueven en la misma dirección existiendo una única tendencia común que condiciona la evolución del resto de los precios. Por otra parte, Larue y Babula (1994) señalan que, cuantos más vectores de cointegración existen entre las variables, mayor es la fortaleza y estabilidad de las relaciones entre las variables consideradas. En nuestro caso, la existencia de tres  $(p - 1)$  vectores de cointegración significa que se cumple dicha condición necesaria en los principales mercados productores de ovino en España. Sin embargo, la condición suficiente para que los mercados estén perfectamente integrados es que cada vector de cointegración relacione una pareja de precios y que tengan la forma  $(1, -1)$ . Esta cuestión se abordará a lo largo del siguiente apartado.

### 3.2.3 Estimación y especificación de las relaciones de cointegración

Una vez determinado el rango de cointegración, el siguiente paso ha consistido en estimar los parámetros de las matrices  $\beta$  y  $\alpha$ , y contrastar su significatividad.

La Tabla 4 recoge los resultados sobre la significatividad de los parámetros de las matrices  $\alpha$  y  $\beta$ . Como se puede apreciar, todos los coeficientes  $\beta_i$  son individualmente significativos, indicando que todas las variables forman parte del espacio de cointegración. Respecto a los contrastes sobre los coeficientes de la matriz  $\alpha$ , los resultados permiten destacar que tanto el precio de Aragón como el de Extremadura resultan débilmente exógenos respecto al espacio de cointegración. Este comportamiento se puede interpretar como un mayor grado de autonomía o independencia con la que operan dichos mercados, de manera que los niveles de sus precios sí que influyen en el resto de los precios, a través de su pertenencia al espacio de cointegración y, sin embargo, no se ven afectados por los niveles de aquéllos en el corto plazo.

**Tabla 4**  
**Contrastes de significatividad sobre los parámetros de las matrices  $\alpha$  y  $\beta$**

	PEXT	PMAN	PCAS	PARA	Constante
	<b>Contraste de exclusión<sup>a,b,c</sup></b>				
<b>LR (3)=</b>	27,70*	16,34*	16,44*	16,68*	17,23*
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
	<b>Contraste de exogeneidad débil</b>				
<b>LR(3)=</b>	11,94	0,70	13,28*	5,83	
	(0,00)	(0,87)	(0,00)	(0,12)	.....

PMAN, PCAS, PARA representan los precios en Castilla la Mancha, Extremadura, Castilla y León y Aragón, respectivamente.

a) Un asterisco indica el rechazo de la hipótesis nula para un nivel de significatividad de 5%.

b) El ratio de verosimilitud LR a partir de estos contrastes se distribuye como una  $\chi^2(3)$  cuyo valor crítico al 5% es 7,81.

c) Las cifras entre paréntesis se refieren a los P-valores o niveles de significatividad.

Tal como señalan Brester y Goodwin (1993), cuando existen (p-1) vectores de cointegración sólo uno de los precios puede considerarse como representativo de todo el grupo. Según los resultados obtenidos, tanto PMAN como PARA podrían considerarse como precios líder. Es decir, el carácter de liderazgo parece estar compartido por ambos mercados como resultados de la división entre el Norte y el Sur. Dicho de otra forma, el precio de Castilla la Mancha puede actuar como líder en los mercados del Sur, mientras que el de Aragón puede considerarse como un mercado líder en los del Norte. En cualquier caso, es prematuro emitir un juicio sobre qué mercados actúan como dominantes en el proceso de formación de precios, ya que para ello es necesario llevar a cabo otros tipos de contrastes.

Antes de pasar a la identificación de las relaciones de cointegración, y con el fin de facilitar dicho proceso, se ha considerado una serie de contrastes de hipótesis sobre *un subconjunto de vectores*. Se trata de imponer una serie de restricciones sobre un sólo vector dejando libre de restricciones los otros dos vectores. Este tipo de contrastes permite maximizar la posibilidad de encontrar una correcta identificación de las relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables (Juselius, 1998).

La especificación y los resultados de dichos contrastes se recogen en la Tabla 5. Tal como se ha comentado a largo de este trabajo, la perfecta integración a largo plazo entre p mercados requiere, en primer lugar, que el número de vectores de cointegración sea igual a p-1; y, en segundo lugar, que se satisfaga la paridad (1,-1) para cada una de las posibles parejas en cada uno de los vectores. En consecuencia, en las hipótesis H<sub>01</sub>-H<sub>03</sub> se contrasta si la relación entre parejas de precios, imponiendo la condición de homogeneidad (1,-1), es estacionaria alrededor de una media diferente de cero. Como se puede observar, el ratio de verosimilitud (LR) no permite rechazar las hipótesis H<sub>01</sub> y H<sub>02</sub>, indicando el cumplimiento de una transmisión perfecta a largo plazo entre PMAN y PARA por un lado, y PEXT y PARA por otro lado. Sin embargo, en el caso de PMAN y PCAS se rechaza dicha hipótesis al 5% (H<sub>03</sub>) indicando, en consecuencia, el no cumplimiento de una transmisión perfecta entre estos dos mercados.

**Tabla 5**  
**Restricciones sobre un subconjunto de vectores**

Hipótesis nula	H <sub>0</sub> : $\beta = (H_1\phi_1, \beta_2)^a$	LR <sup>b</sup>
H <sub>01</sub> : (PMAN-PARA+c) ~ I(0)	H <sub>1</sub> =(1 -1 0 0 *)	1,23
H <sub>02</sub> : (PMAN-PEXT+c) ~ I(0)	H <sub>2</sub> =(1 0 -1 0 *)	2,23
H <sub>03</sub> : (PMAN-PCAS+c) ~ I(0)	H <sub>3</sub> =(1 0 0 -1 *)	9,32

PMAN, PCAS, PARA representan los precios en Castilla la Mancha, Extremadura, Castilla y León y Aragón, respectivamente.

a) El asterisco indica que la constante no está restringida

b) El test de verosimilitud LR se distribuye como una  $\chi^2_{5\%}(2) = 5,99$

Una vez que se han establecido las diferentes relaciones que se pueden considerar estacionarias, y a la vista de los resultados anteriores, otra cuestión que se puede analizar es si existe un mercado dominante en el largo plazo. Según Silvapulle y Jayasuriya (1994), la hipótesis, por ejemplo, de que el mercado de PMAN actúa como líder se traduciría en imponer las siguientes restricciones sobre las matrices  $\alpha$  y  $\beta$ :

$$\beta' = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & * \\ 1 & 0 & -1 & 0 & * \\ 1 & 0 & 0 & -1 & * \end{pmatrix} \text{ y } \alpha = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_{32} & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{43} \end{pmatrix}$$

En primer lugar, se ha estimado el modelo considerando dos identificaciones alternativas. En la primera se ha considerado el precio de Castilla la Mancha (PMAN) como líder, mientras que en la segunda es el precio de Aragón (PARA) el que se ha considerado como líder. Las especificaciones anteriores cumplen las condiciones de rango. Sin embargo, dado que se trata de una identificación exacta no es necesario contrastar dicha hipótesis a través del ratio de verosimilitud.

En la Tabla 6 se recogen las estimaciones de los parámetros de las matrices  $\beta$  y  $\alpha$ , bajo las restricciones impuestas anteriormente. Los resultados más destacables se pueden resumir en los siguientes puntos:

En ambas alternativas, en cada uno de los vectores, salvo en el caso de Castilla y León, siempre es posible encontrar dos coeficientes de magnitudes próximas entre sí y signos opuestos, es decir, con parámetros proporcionales a (1,-1). Por el contrario, los parámetros estimados de  $\beta$  para Castilla y León se encuentran bastante alejados de la unidad.

Si nos fijamos en la significatividad de los coeficientes de la matriz  $\alpha$ , en la primera alternativa los resultados parecen indicar que los precios reaccionan ante desviaciones en su propio equilibrio excepto en el caso de Aragón. Asimismo, existe una evidencia a favor de que el mercado de Aragón actúe como un mercado líder dado que resulta débilmente exógeno respecto del espacio de cointegración. Asimismo, en este caso los precios no sólo reaccionan ante desviaciones de sus propios niveles de equilibrio, sino que también todos los precios reaccionan ante desviaciones en el nivel de equilibrio del primer vector (relación entre los precios de PMAN y PARA), lo que pone de manifiesto, de nuevo, la importancia de los mercados de Castilla la Mancha y Aragón en el proceso de transmisión de precios en el mercado de ovino.

Al contrario, cuando se establece el precio de Aragón como un mercado líder, se observa cómo el precio de Castilla la Mancha aparece como débilmente exógeno (todos los coeficientes de  $\alpha_{1i}$ ,  $i=(1, 2, 3)$  no son significativos).

Por último, pasamos a contrastar de forma conjunta si cada pareja de precios satisface la paridad (1,-1) en cada uno de los vectores de cointegración. La especificación de la matriz  $\beta$

bajo las restricciones impuestas en  $H_{01}$ ,  $H_{02}$  y  $H_{03}$  (Tabla 5) adopta la siguiente expresión matricial:

$$\beta = \begin{pmatrix} -1 & -1 & 0 & 0 & * \\ 0 & 1 & -1 & 0 & * \\ 0 & 0 & 1 & -1 & * \end{pmatrix} x \begin{pmatrix} PMAN \\ PARA \\ PCAS \\ PEXT \\ Conts. \end{pmatrix} \quad (4)$$

**Tabla 6**  
Identificación exacta de las relaciones de cointegración<sup>a,b</sup>

Primera alternativa						
$\beta'$						
	PARA	PCAS	PEXT	PMAN	Constante	
	1	0,000	0,000	-1.041 (-22,497)	0,364 (1,87)	
	0,00	1.000	0,000	-0,721 (-21,91)	-1,758 (-7,915)	
	0,000	0,000	1.000	-1.055 (-19,654)	0,459 (-1,264)	
	$\hat{\alpha}$			t-ratio de $\hat{\alpha}$		
DPARA	0,037	-0,294	0,169	[0.363]	[-1.516]	[1.409]
DCAS	0,087	-0,372	0,05	[1.878]*	[-3.127]*	[0.675]
DEXT	0,257	-0,001	-0,258	[2.461]*	[-0.005]	[-2.119]*
DMAN	0,268	-0,216	0,086	[3.243]*	[-1.391]	[0.897]

Segunda alternativa						
$\beta'$						
	PCAS	PMAN	PEXT	PARA	Constante	
	1.000		0,000	-0,664 (-16,71)	-2,217 (-8,227)	
	0,000	1.000	0,000	-0,922 (-23,597)	-0,611 (-2,304)	
	0,000	0,000	1.000	-0,960 (-16,358)	-0,301 (-0,756)	
	$\hat{\alpha}$			t-ratio de $\hat{\alpha}$		
DPCAS	-0,388	0,149	0,036	[-3.355]*	[1.546]	[0.516]
DPMAN	-0,213	-0,144	0,044	[-1.419]	[-1.150]	[0.485]
DPEXT	0,053	0,084	-0,315	[0.289]	[0.550]	[-2.847]*
DPARA	-0,309	0,122	0,064	[-1.825]*	[0.774]	[0.565]

PMAN, PCAS, PARA representan los precios en Castilla la Mancha, Extremadura, Castilla y León y Aragón, respectivamente.

a) Los valores entre paréntesis corresponden a los t-ratios

b) El asterisco indica la significatividad individual del parámetro al 5% de significatividad

Estas restricciones cumplen las condiciones de rango. Sin embargo, dado que el número de restricciones introducidas es mayor que  $r(r-1)$ , el modelo se encuentra sobreidentificado. El estadístico del ratio de verosimilitud (LR) para contrastar dicha identificación es 31,31 que es superior al valor crítico de una  $\chi^2(3)$  al 5% (7,81). Por tanto, tales restricciones son

incompatibles con la estructura de los datos<sup>4</sup>. En consecuencia, no existe una transmisión perfecta entre todas y cada una de las parejas de precios contenidas en el sistema y, por tanto, no se puede asumir una perfecta integración entre el conjunto de mercados de ovino en España.

A la vista de estos resultados, a continuación se ha formulado una segunda hipótesis de identificación sin imponer la restricción (1, -1) en la relación de PMAN-PCAS. Estas nuevas restricciones satisfacen las condiciones de rango. De nuevo, se trata de un caso de sobreidentificación. Los resultados del contraste del ratio de verosimilitud indican que no es posible rechazar la hipótesis nula, lo que parece insinuar que la adopción de dicha hipótesis de identificación está apoyada por los datos. Es decir, la estructura de los datos es consistente con la coexistencia de relaciones de transmisión perfecta a largo plazo entre los precios de Extremadura, Aragón y Castilla la Mancha, pero no en el caso del precio de Castilla y León con el resto de los mercados de ovino.

En la Tabla 7 se recogen las estimaciones de los parámetros del espacio de cointegración  $\beta$  y  $\alpha$  bajo las restricciones impuestas anteriormente. Finalmente, para establecer el mecanismo de transmisión entre los diferentes mercados se han restringido a cero todos los coeficientes  $\alpha_{ij}$  que no han resultado estadísticamente significativos manteniéndose las mismas restricciones sobre las relaciones de equilibrio a largo plazo que en el caso anterior (Tabla 7). Los resultados se recogen en la Tabla 8. Como se puede apreciar, para un nivel de significatividad del 5%, el valor obtenido del estadístico del ratio de verosimilitud (8,23) es inferior al valor crítico indicando el no rechazo de la hipótesis nula.

Por otro lado, y desde un punto de vista estrictamente económico, los resultados más destacados se pueden resumir en los siguientes puntos: i) Tanto los parámetros de la matriz  $\alpha$  como los de la matriz  $\beta$  presentan los signos esperados; ii) Todos los precios reaccionan de forma significativa al primer vector de cointegración entre Castilla la Mancha y Aragón, es decir, que estas dos Comunidades Autónomas ejercen un efecto significativo a corto plazo sobre los precios de Extremadura y Castilla y León; iii) existe, por un lado, un efecto de “feedback” o causalidad bidireccional entre el precio de Castilla La Mancha y el precio de Aragón, por un lado, y entre el precio de Castilla y León y Aragón por otro. Este resultado junto con el anterior apoya la conclusión enunciada anteriormente que Castilla la Mancha y Aragón serían mercados líderes.

En definitiva, se concluye que los mercados de carne de ovino están bastante integrados. Los precios en los distintos mercados evolucionan de forma semejante y se determinan de manera interdependiente suponiendo una transmisión perfecta a largo plazo en los mercados excepto en el caso de Castilla y León. Por otra parte, existe una cierta integración entre los mercados del Norte y el Sur pero no llega a producirse una perfecta transmisión entre ellos.

---

<sup>4</sup> Independientemente de cuál sea la variable sobre la que estamos imponiendo el supuesto liderazgo (la columna de “unos” en  $\beta$ ) siempre se obtendrá el mismo resultado del Ratio de Verosimilitud (ver Johansen, 1995).

**Tabla 7**  
**Estimación de las matrices  $\beta$  y  $\alpha$  bajo la hipótesis  $H_0$  <sup>a,b,c</sup>**

Estimación de $\beta$						
$\beta' = \begin{pmatrix} -1 & 1 & 0 & 0 & -0,61 \\ -0,66 & 0 & 1 & 0 & -2,21 \\ -1 & 0 & 0 & 1 & -0,30 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} PARA \\ PMAN \\ PCAS \\ PEXT \\ c \end{pmatrix}$						
LR(2)=1,98*						
Estimación de $\alpha$ t-ratios						
DPCAS	-0.296	0.057	0.182	[-2.359]*	[0.777]	[1.953]*
DPEXT	0.173	-0.242	0.137	[1.844]*	[-2.028]*	[0.807]
DPMAN	-0.105	0.097	-0.13	[-0.640]	[1.016]	[-1.955]*
DPARA	-0.087	0.189	0.151	[-1.637]	[1.023]	[0.911]

PMAN, PCAS, PARA representan los precios en Castilla la Mancha, Extremadura, Castilla y León y Aragón, respectivamente.

- a) El test de verosimilitud LR se distribuye como un  $\chi^2_{5\%}(2) = 5,99$   
 b) El asterisco indica que se acepta la hipótesis nula al 5% de significatividad  
 c) Los valores entre paréntesis corresponden a los t-ratios

**Tabla 8**  
**Estimación de  $\beta$  y  $\alpha$  bajo las restricciones sobre alfa y beta en conjunto**

LR(7)=8,23 <sup>a</sup>					ALPHA <sup>c</sup>		
BETA (TRANSPUESTA) <sup>b</sup>							
$\beta' = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & -1 & 0,364 \\ 0 & 1 & 0 & -0,721 & -1,76 \\ 0 & 0 & 1 & -1 & 0,45 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} PARA \\ PCAS \\ PEXT \\ PMAN \\ c \end{pmatrix}$					-0.105	-0.217	0
				(1,71)	[2,060]	[-2,144]	
			(-16,74)	(-7,91)	0.063	-0.269	
				(1,264)	[2,052]	[-4,450]	0
					0.27		-0.373
					[5,697]	0	[-5,57]
					0.298		
					[6,921]	0	0

PMAN, PCAS, PARA representan los precios en Castilla la Mancha, Extremadura, Castilla y León y Aragón, respectivamente.

- a) El estadístico LR se distribuye como una  $\chi^2_{5\%}(7) = 14,07$  y  $\chi^2_{1\%}(7) = 18,48$ .  
 b) Los valores entre paréntesis corresponden a los t-ratios.  
 c) Los valores entre paréntesis corresponden a los t-ratios.

### 3.3 Análisis de cointegración del sector de cereales

#### 3.3.1 Especificación del Modelo VAR

De forma análoga a lo que se ha analizado para el sector ovino, en este apartado vamos a llevar a cabo los análisis considerando los precios de maíz en las distintas regiones. En primer lugar, se determinará la correcta especificación del modelo tanto a lo que se refiere al retardo óptimo como a los elementos deterministas. En cuanto a los elementos

deterministas en el modelo se ha incluido una constante restringida a largo plazo y 11 variables ficticias para recoger el componente estacional que se observa en los precios. En lo que se refiere al retardo óptimo, tanto los criterios AIC como el LR coinciden en seleccionar un retardo de 3 períodos. Para este retardo, el contraste de Breusch-Godfrey multivariante (LM) (Godfrey, 1988) indica que en ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de orden 1, 6 y 12. Sin embargo, no es posible rechazar la hipótesis nula de normalidad. Un análisis detallado de los residuos indica la presencia de observaciones anómalas. Por lo tanto, en este trabajo, se ha tratado de corregir la no-normalidad presente en los residuos del modelo VAR definiendo dos variables ficticias: D93, que toma el valor 1 entre los meses 5 y 10 del año 1993 y cero en el resto; y D96, que toma el valor 1 desde el mes 10 del año 1996 hasta el final de la muestra y cero, en otro caso. Asimismo, se ha incrementado el retardo óptimo a cuatro períodos. Por tanto, el modelo finalmente especificado incluye cuatro retardos, una constante restringida al espacio de cointegración y dos variables ficticias que se incluyen en el corto plazo<sup>5</sup>. Una vez especificado correctamente el modelo, a continuación procederemos a la determinación del rango de cointegración.

### 3.3.2. Determinación del rango de cointegración

Igual que en el caso del ovino, para determinar el número de vectores de cointegración se ha utilizado el contraste de la Traza. Los resultados obtenidos de este estadístico así como los correspondientes valores críticos se encuentran recogidos en la Tabla 9. Los valores críticos proporcionados por Johansen y Juselius (1990) y por Osterwald-Lenum (1992), establecidos según el número de tendencias comunes ( $k-r$ ) y de los componentes determinísticos incluidos en el modelo, no consideran la inclusión de variables ficticias sino que sólo tienen en cuenta la inclusión de una constante y/o una tendencia. Por lo tanto, en nuestro caso, los resultados de dichos contrastes deben ser interpretados con cautela.

**Tabla 9**  
**Contrastes del rango de cointegración en el sistema I(1)**

$H_0^a$ :	$k-r$	Traza	Traza <sup>b</sup> VC 90%	Traza <sup>b</sup> VC 95%
$r = 0$	4	90,86	49,65	53,12
$r \leq 1$	3	45,50	32,00	34,91
$r \leq 2$	2	17,60	17,85	19,96
$r \leq 3$	1	7,43	7,52	9,24

a) La hipótesis nula del estadístico de la traza es  $r \leq r_0$  frente a la alternativa general.

b) Los valores críticos del estadístico de la traza se han obtenido de Osterwald-Lenum (1992).

<sup>5</sup> Para comprobar la consistencia final del modelo se ha especificado también un modelo sin restringir la constante al espacio de cointegración. Los resultados obtenidos indicaron que el mejor modelo se correspondía a aquel en el que dicha constante se ha restringido al espacio de cointegración que es con el que vamos a trabajar.

Para un nivel de significatividad del 5%, el estadístico de de la traza indica la existencia de 2 vectores de cointegración entre el conjunto de las variables del vector  $Z_t$ . La existencia de cointegración significa que los precios de maíz considerados no evolucionan de manera independiente en el largo plazo, sino siguen una pauta común, que apunta a un mercado integrado.

### 3.3.3 Identificación de las relaciones de equilibrio a largo plazo

Una vez especificado el modelo VMCE y determinado el número de relaciones de cointegración, y antes de realizar las predicciones, nos ha parecido conveniente identificar las relaciones a largo plazo existentes entre las cuatro series de precios analizados con el objetivo de interpretar económicamente dichas relaciones como un complemento a las predicciones propiamente dichas.

Como paso previo se han estimado los parámetros de las matrices  $\alpha$  y  $\beta$  y se ha contrastado su significatividad. Los resultados aparecen recogidos en la Tabla 10. Como se puede apreciar, cada vector se ha normalizado respecto a un precio. En concreto, el primero respecto al precio en la zona Ebro, y el segundo respecto al precio en Andalucía. Hay que dejar claro, sin embargo, que los resultados presentados en la Tabla 10 deben considerarse simplemente como un paso previo para análisis posteriores.

**Tabla 10**  
**Estimación del espacio de cointegración y sus correspondientes  $\alpha^a$**

	La matriz $\beta$ estimada para $r = 2$		
	Vector 1	Vector 2	Significatividad <sup>b</sup>
LAN	1.000	1.209	14,75
LA	-0,351	1.000	26,08
LCM	-0,913	0,372	20,24
LF	-0,419	-2.193	18,96
Constante	-0,467	-1.348	0,33
	La matriz $\alpha$ estimada para $r = 2$ y con $\beta$ normalizada		
	Vector 1	Vector 2	Significatividad <sup>b</sup>
$\Delta$ LAN	-0,882	-0,418	8,82
$\Delta$ LA	0,037	-0,136	0,65
$\Delta$ LCM	-0,608	-0,557	25,69
$\Delta$ LF	-1.047	-0,015	1,80

a) LAN, LA , LCM Y LF representan los precios en logaritmos de Andalucía, Aragón, Castilla la Mancha y Francia, respectivamente. El signo  $\Delta$  indica la serie diferenciada.

b) El valor crítico al 5% es  $\chi^2(2) = 5,99$ .

En la última columna se recogen los resultados del contraste de significatividad de los diferentes parámetros. Como se puede apreciar, todos los coeficientes  $\beta$  son individualmente significativos por lo que todas las variables forman parte del espacio de cointegración. En el caso de los parámetros  $\alpha$ , solo los correspondientes a los precios

francés y andaluz se puede considerar no significativos al 5%, lo que indicaría que dichos precios son débilmente exógenos respecto al resto de precios. Dicho de otra forma, estos dos precios participan en las relaciones de equilibrio existentes pero no se ven influenciados por shocks en dichas relaciones, resultado que parece ser consistente con el esperado, aunque este aspecto lo abordaremos con más profundidad posteriormente.

Una vez comprobado que todas las variables forman parte del espacio de cointegración, pasaremos a identificar las dos relaciones de equilibrio a largo plazo detectadas en el apartado anterior. Como se ha mencionado en el caso del ovino, en el contexto de las relaciones espaciales de precios y desde el punto de vista económico, lo más relevante es conocer si los mercados están integrados y hasta que punto. La condición necesaria para que los mercados se encuentren perfectamente integrados es que existan  $k-1$  relaciones de cointegración, siendo  $k$  el número de variables en el sistema. La condición suficiente sería que en cada relación de cointegración se estableciese un mecanismo de transmisión perfecta entre cada par de precios. En el caso que nos ocupa, no se puede hablar de integración perfecta ya que únicamente existen dos vectores de cointegración. A pesar de este hecho, sí que podemos dar una idea de qué tipo de relaciones se establecen entre los cuatro precios.

Dado que existen dos vectores de cointegración, hemos tratado de comprobar si, al menos, existe un mecanismo de transmisión perfecta de la información entre mercados situados geográficamente próximos. Teniendo en cuenta los cuatro precios considerados, hemos tratado de identificar el primer vector de cointegración como una relación entre el precio de Francia y el precio del Ebro. El segundo vector relacionaría los precios de Castilla-La Mancha y Andalucía. Estas dos relaciones pueden escribirse de forma compacta como:

$$\beta'Y_{t-1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & * & * \\ 0 & * & 1 & 0 & * \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LAN \\ LA \\ LCM \\ LF \\ 1 \end{pmatrix}_{t-1} = \varepsilon_t \sim I(0)$$

donde el \* indica que el parámetro correspondiente no se encuentra restringido. En una segunda etapa, hemos contrastado si la relación existente entre cada par de precios es perfecta o no. Dicho en otras palabras si:

$$\beta'Z_{t-1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & -1 & * \\ 0 & -1 & 1 & 0 & * \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LAN \\ LA \\ LCM \\ LF \\ 1 \end{pmatrix}_{t-1} = \varepsilon_t \sim I(0)$$

Los resultados de ambos contrastes, así como las matrices  $H_i$  definidas en (14) necesarias para llevar a cabo dichos contrastes se recogen en la Tabla 11. Como se puede apreciar,

parecen existir dos mercados segmentados. Uno que relacionaría los precios de Francia y del Ebro, y un segundo que incluiría a los precios de Castilla la Mancha y Andalucía. Sin embargo, no se puede aceptar que dentro de cada segmento los mercados estén perfectamente integrados. En la Tabla 12 se recogen las estimaciones de los parámetros de las matrices  $\beta$  y  $\alpha$  bajo las restricciones definidas en  $H_{01}$ . Para facilitar la interpretación de las relaciones de equilibrio, los dos vectores de cointegración se han normalizado por el precio francés y el precio de Castilla-la Mancha, respectivamente. Como puede apreciarse, todos los parámetros se han resultado ser significativos. Asimismo, se observa que aunque no se ha aceptado la perfecta integración, cada uno de los vectores se asemeja bastante a la relación [1, -1].

**Tabla 11**  
**Identificación del espacio de cointegración**

Formulación de la restricción	Estadístico	Valor Crítico (5%)
$H_{0i} : \beta_i = (\beta_{i1}, \beta_{i2}) = (H_1\Phi_1, H_2\Phi_2)$		
$H_{01} : \beta'_1 Z_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & * & * \\ 0 & * & 1 & 0 & * \end{bmatrix} Z_t$		
$H'_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$ y $H'_2 = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 4,97$	5,99
$H_{02} : \beta'_2 Z_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & -1 & * \\ 0 & -1 & 1 & 0 & * \end{bmatrix} Z_t$		
$H'_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$ y $H'_2 = \begin{bmatrix} 0 & -1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$	$\chi^2(4) = 24,04$	9,49

LAN, LA, LCM Y LF representan los precios en logaritmos de Andalucía, Aragón, Castilla la Mancha y Francia, respectivamente.  
 $Z_t = (LAN, LA, LCM, LF)$ . Un \* indica que el parámetro correspondiente no se encuentra restringido.

En relación con los parámetros de ajuste dados por la matriz  $\alpha$ , como puede apreciarse, el precio francés no reacciona ante shocks producidos en cualquiera de los dos vectores, lo que confirmaría el resultado obtenido anteriormente de que dicho precio se puede considerar débilmente exógeno respecto al sistema formado por los cuatro precios. Por otro lado, el precio de Andalucía no reacciona significativamente ante shocks producidos en el segundo vector de cointegración.

Todos los resultados obtenidos hasta aquí nos permiten afirmar la existencia de dos mercados segmentados que corresponderían al Norte y Sur Peninsular. En el primero, se incluiría la zona del Ebro y el maíz francés ejerciendo este último una cierta posición de

liderazgo. En el mercado del sur, formado por Andalucía y Castilla-La Mancha es el precio andaluz el que se puede considerar como líder.

**Tabla 12**  
**Estimación de los parámetros del largo plazo**

$\beta'Z_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & -1,05 & 0,21 \\ & & & (0,23) & (0,10) \\ 0 & -0,87 & 1 & 0 & -0,42 \\ & (0,31) & & & (0,19) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LAN \\ LA \\ LCM \\ LF \\ 1 \end{pmatrix}$	
$\alpha = \begin{bmatrix} -0,698 & -0,365 \\ -0,176 & 0,206 \\ -0,779 & -0,708 \\ -0,059 & -0,245 \end{bmatrix}$	$t\text{-ratios de } \alpha = \begin{bmatrix} -2,38 & -2,17 \\ -1,81 & 1,23 \\ -3,66 & -5,78 \\ -0,16 & -1,13 \end{bmatrix}$

Nota: Los valores entre paréntesis se corresponden con las desviaciones típicas.

## 4. Relaciones dinámicas a corto plazo

### 4.1 Introducción

Una vez que se ha analizado el largo plazo, el último paso consiste en analizar las relaciones dinámicas a corto plazo. Esto se suele realizar mediante la obtención de 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 lo tanto, el signo, la magnitud y la persistencia de la respuesta de una variable al impacto ocurrido en otra. Esta propuesta puede ser calculada como la diferencia entre el valor esperado condicional de la realización de la serie  $Z_t$  antes y después que haya ocurrido un shock  $\varepsilon_t = \delta$ :

$$FIR(n, \delta, Z_T)_n = E[Z_T | \varepsilon_t = \delta, \varepsilon_{T+1} = 0, \dots, \varepsilon_{T+n} = 0, Z_{T-1}, Z_{t-2}, \dots] - E[Z_{T+n} | \varepsilon_t = 0, \varepsilon_{T+1} = 0, \dots, \varepsilon_{T+n} = 0, Z_{T-1}, Z_{t-2}, \dots], \quad n=1, 2, \dots \quad (4)$$

En la ecuación (2) la FIR indica el efecto que tiene un shock de magnitud  $\delta$  sobre la serie  $\{Z_t\}$  en  $t=T$ ,  $n$  periodos después de haberse realizado el shock.

En el caso de los modelos lineales (VAR), las FIR se obtienen a partir de la representación Medias Móviles (MA) asociada al modelo VAR. No obstante, en este trabajo se está utilizando el modelo bajo la forma de corrección del error (VMCE) en el que la parte de largo plazo (cointegración) está expresada en niveles, mientras que la parte correspondiente al

corto plazo está expresada en primeras diferencias. Por lo tanto, en primer lugar, es necesario obtener una versión del modelo VMCE (1) en el que todos los componentes del modelo queden expresados en niveles para, a continuación obtener la correspondiente representación Medias Móviles que vendrá dada por (Lütkepohl, 1993):

$$Z_t = C(L)\varepsilon_t \quad (5)$$

donde:

$$C_0 = I_p$$

$$C_i = \sum_{j=1}^i C_{i-j} A_j ; \text{ siendo } A_j = 0 \text{ para } j > p$$

Asumiendo que el vector de innovaciones ( $\varepsilon_t$ ) es ortogonal (es decir, que la matriz de varianzas y covarianzas  $\Sigma$  es una matriz diagonal), la respuesta de la  $i$ -ésima variable ante un shock unitario en la variable  $j$  en un lapso temporal ( $n$ ) viene dado por la siguiente expresión:

$$\text{FIRG}(Z_{it}, Z_{jt}, n) = e_i' C_n e_j ; \text{ para } n = 0, \dots, n$$

donde  $e_m$  ( $m=i,j$ ) es la  $m$ -ésima columna de una matriz identidad de orden  $p$  ( $I_p$ ).

Sin embargo, en la práctica, generalmente, la matriz de varianzas y covarianzas no es diagonal sino que presenta una estructura de correlaciones contemporáneas. Habitualmente, una forma sencilla de obtener un esquema de ortogonalización es mediante la aplicación de la descomposición de Choleski (Sims, 1980) a la matriz de varianzas y covarianzas creando, en consecuencia, artificialmente una cadena causal entre las variables. Una segunda alternativa sería la adopción del enfoque “estructural” (SVAR). Este procedimiento permite introducir restricciones derivadas de la teoría económica a la hora de calcular las funciones impulso. En ambos casos de descomposición (Choleski o estructural) es necesario tener una intuición previa, sea explícita o implícita, acerca de la estructura subyacente de las variables objeto de análisis (Gonzalo y Ng, 1996), ya que las propiedades de los shocks identificados son sensibles a las hipótesis formuladas en la etapa de identificación (ver Orden y Fackler, 1989 y Sims, 1986). Este problema se agrava cuando las variables están cointegradas, dado que éstas tienden a moverse conjuntamente y, por tanto, el proceso para identificar la naturaleza de los shocks es aún más limitado.

#### 4.2 Relaciones dinámicas a corto plazo en el sector ovino

El VMCE estimado anteriormente, se ha transformado a su equivalente VAR en niveles a partir del cual se han derivado las funciones impulso respuesta. Para evitar los problemas de corrección contemporánea de las innovaciones, lo que puede llevarnos a conclusiones erróneas, la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos del modelo estimado se ha diagonalizado utilizando la descomposición de Choleski, ordenando las variables de mayor a

menor exogeneidad. Tenido en cuenta los resultados obtenidos de los contrastes sobre los parámetros de la matriz  $\alpha$ , los mercados han sido ordenados en orden decreciente de la siguiente forma: Aragón, Castilla-La Mancha, Castilla y León y Extremadura.

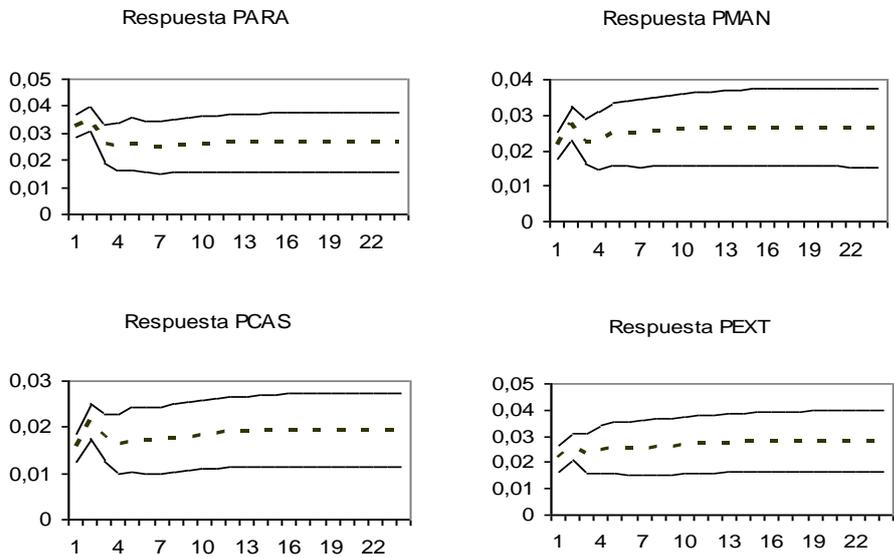
En el Gráfico 1 se recogen las respuestas de los diferentes precios considerados como consecuencia de shocks no previstos en cada uno de ellos. En cada respuesta se ha incluido los límites de los intervalos de confianza. Asimismo se presentan todas las respuestas de las variables en un mismo gráfico, lo que nos va permitir visualizar más fácilmente las respuestas significativas, así como comparar la magnitud de las mismas.

Analicemos, en primer lugar, las respuestas ante un shock en el precio de Aragón, en principio el mercado considerado como líder. Como se puede apreciar, todos los mercados reaccionan de forma inmediata y además, las respuestas perduran en el tiempo. Dicho en otras palabras, si no se produce ningún otro shock, el efecto de una variación inesperada en el precio de Aragón genera una respuesta permanente en el resto de mercados. Teniendo en cuenta que entre los cuatro precios considerados existía una tendencia común (según los resultados obtenidos en los contrastes del rango de cointegración), parece ser que el mercado de Aragón es el que representa dicha tendencia común, lo que reforzaría su consideración como mercado líder.

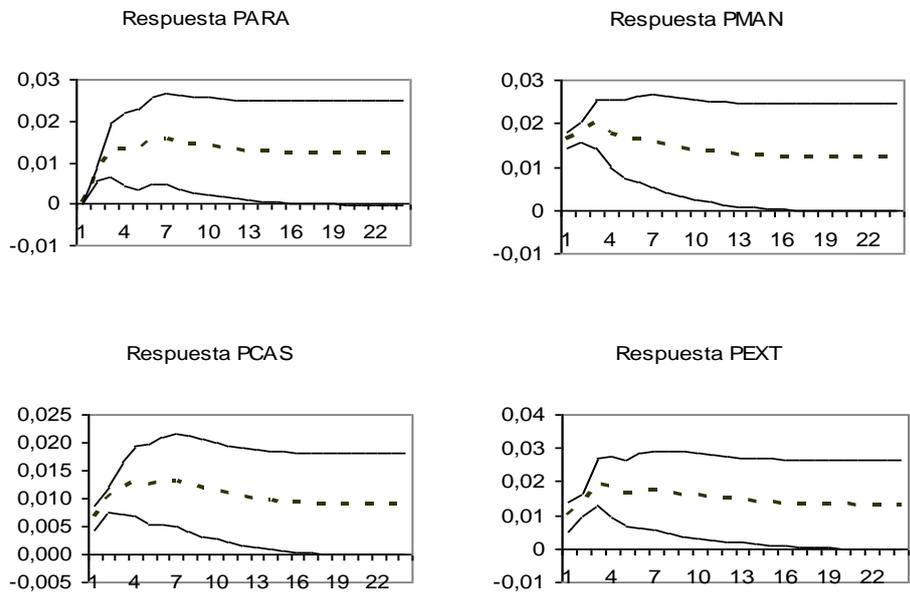
La magnitud de la reacción del precio de Aragón ante su propio shock es superior a la del resto de mercados, al menos en un horizonte temporal de cuatro meses. La magnitud de la respuesta alcanza un máximo en el segundo mes, descendiendo a partir de entonces. Las respuestas en el resto de mercados en el primer período tras el shock las respuestas son relativamente pequeñas (aunque significativas), aumentando de forma notable en los siguientes tres meses para alcanzar su valor máximo en el cuarto mes tras el shock. A partir de dicho mes, la magnitud de las respuestas de los precios de Castilla la Mancha y Extremadura son semejantes a las respuestas del precio de Aragón, lo que viene a indicar la perfecta transmisión de precios entre estos tres mercados. No obstante, la respuesta del precio de Castilla y León siempre de mantiene por debajo de la respuesta del resto de los precios.

**Gráfico 1**  
**Funciones impulso-respuesta de los precios en los diferentes mercados**

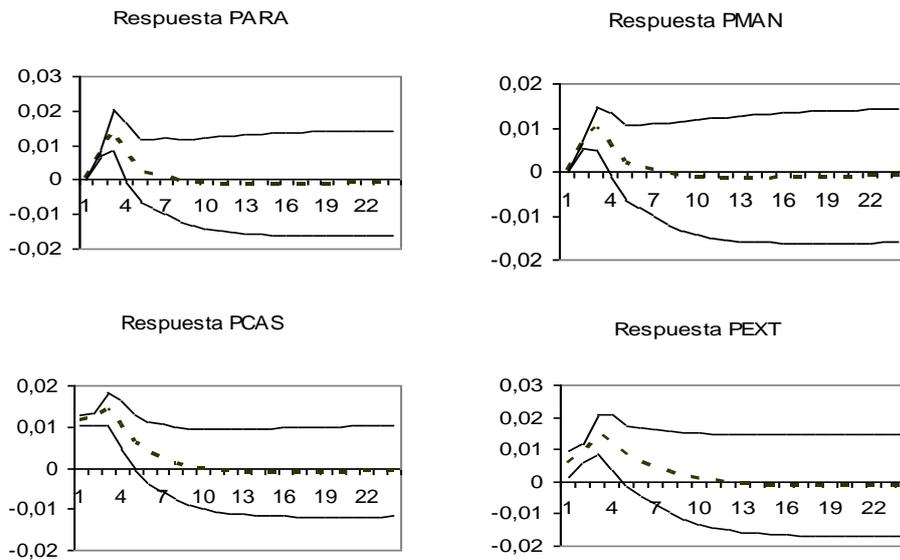
**a. Shock en el precio de Aragón (PARA)**



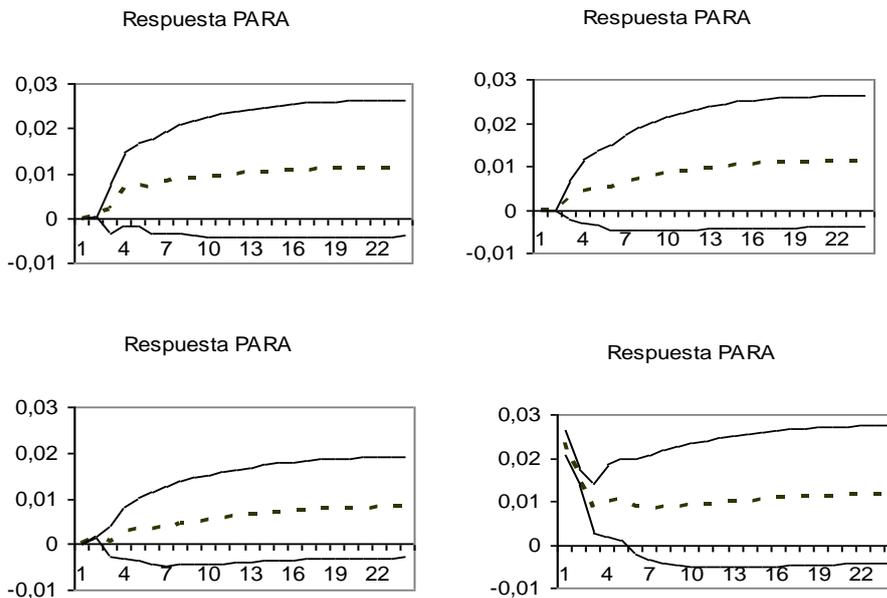
**b. Shock en el precio de Castilla la Mancha**



### c. Shock en el precio de Castilla y León



### d. Shock en el precio de Extremadura (PEXT)



Un shock en el precio de Castilla La Mancha genera reacciones inmediatas en sí mismo y en el resto de los precios. El patrón de las respuestas es similar al que hemos visto en el caso de un shock en Aragón. Las respuestas suelen alcanzar su máximo en el tercer o cuarto mes tras el shock, descendiendo a partir de entonces hasta alcanzar el nivel de equilibrio a largo plazo. Si analizamos con un poco más de detalle las reacciones de los diferentes mercados, podemos apreciar como las respuestas de Aragón, Extremadura y

Castilla la Mancha siguen trayectorias paralelas. Sin embargo, en los cinco primeros meses la reacción de Extremadura es más alta que el resto de los precios. En cuanto a la respuesta de Castilla y León, se observa que mientras que a largo plazo es más baja que en el resto de los precios, a corto plazo su respuesta es más alta que la de Aragón pero inferior a la de Extremadura.

Consideremos ahora las respuestas ante un shock inesperado en el precio de Castilla y León. A diferencia de los dos casos anteriores, las reacciones de los precios ante un shock en el precios de Castilla la Mancha son bastantes transitorias, ya que dejan de ser significativas en la mayoría de los casos a partir del cuarto mes. Las respuestas de todos los precios siguen trayectorias similares, alcanzando sus valores máximos en el tercer mes. Las respuestas de Aragón y Extremadura son mayores que las de Castilla la Mancha.

Las respuestas ante un shock en el precio del Extremadura son representativas de mercados segmentados. Únicamente su propia respuesta es significativa, mientras que las respuestas del resto de mercados no son significativas.

Los resultados del análisis de las relaciones dinámicas a corto plazo tienden a confirmar lo que ya se ha mencionado para el largo plazo. Los mercados de Aragón y Castilla la Mancha pueden ser considerados como líderes en la fijación de precios ya que, por un lado, ejercen una influencia permanente sobre el resto de mercados y, por otro, reaccionan de forma inmediata y transitoria ante un shock en cualquiera de sus mercados satélites. El mercado de Extremadura es bastante exógeno y se encuentra bastante influido por los cambios que tiene lugar en el resto de los mercados.

#### *4.2.1 Relaciones dinámicas a corto plazo en el sector del maíz*

De forma análoga al caso anterior las FIR se han calculado utilizando la descomposición de Choleski. Tenido en cuenta los resultados obtenidos de los contrastes sobre los parámetros de la matriz  $\alpha$ , los mercados han sido ordenados en orden decreciente de la siguiente forma: Francia, Andalucía, Castilla-La Mancha y Ebro.

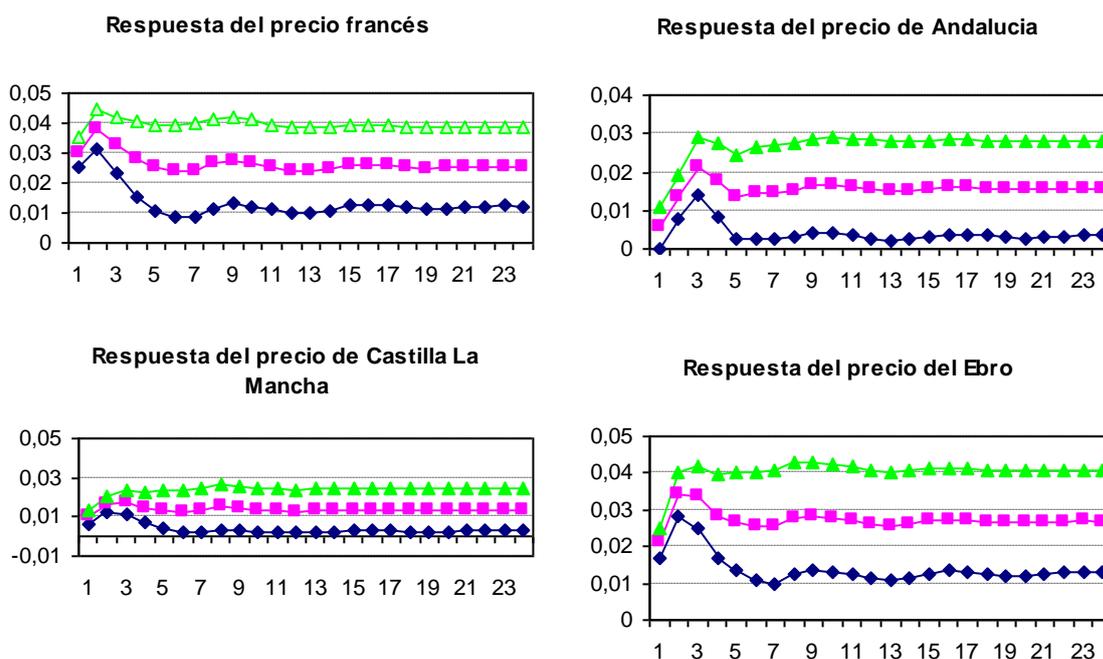
En los Gráficos 2-5 se recogen las respuestas de cada precio ante shocks inesperados en si mismo y en el resto de precios. Se han calculado las respuestas entre uno y veinticuatro meses después de haberse producido el shock. Dado que las respuestas están ortogonalizadas, los shocks iniciales tienen una magnitud equivalente a una desviación típica. Asimismo, en cada gráfica, se han calculado las desviaciones típicas de cada respuesta siguiendo a Lükthepohl (1993). Los resultados parecen confirmar algunos de los comentarios realizados previamente al analizar el largo plazo.

En efecto, tanto el mercado francés como el de Andalucía pueden considerarse como líderes en la fijación de precios. Por otro lado, dado que entre los cuatro precios existían dos vectores de cointegración, ello significa que existen 2 tendencias comunes que parecen identificarse con el precio francés y con el precio en Andalucía. Como puede apreciarse,

cualquier shock en uno de estos precios genera respuestas permanentes en el resto de mercados. En el caso de Castilla-La Mancha y Ebro, las respuestas generadas son mucho más transitorias.

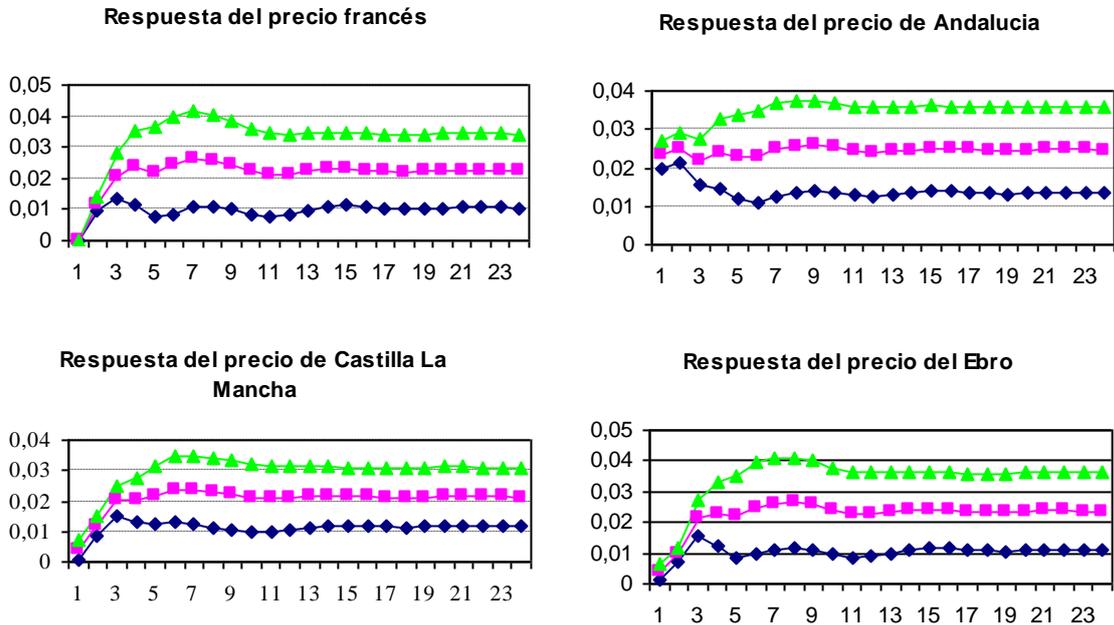
Una vez realizados estos comentarios generales, pasemos a describir los resultados obtenidos de forma algo más detallada. En el Gráfico 2 se recogen las respuestas ante un shock en el precio francés. Las respuestas generadas parecen indicar una influencia notable en el mercado del Ebro. En efecto, la reacción en este mercado es inmediata, alcanza un máximo en el segundo período y disminuye a partir de entonces hacia su posición de equilibrio. En el resto de mercados, la reacción es prácticamente nula en el primer periodo, alcanza su máximo en el tercero (1 mes más tarde que en el Ebro) y desciende posteriormente hacia su equilibrio a largo plazo. La magnitud de la respuesta en el Ebro es mayor que en el resto de mercados, por lo que podemos afirmar que el precio francés ejerce una posición de liderazgo respecto a los mercados de maíz situados en el Norte Peninsular.

**Gráfico 2**  
**Funciones impulso-respuesta ante un shock transitorio en el precio francés**

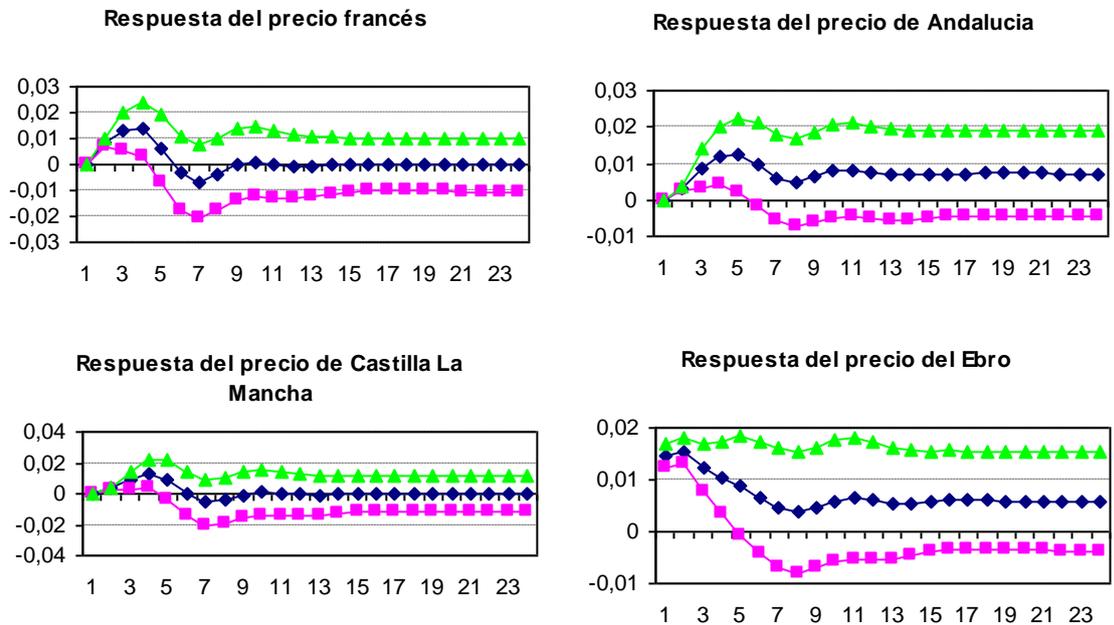


Si ahora nos fijamos en las respuestas ante un shock en el precio andaluz (Gráfico 3), observamos que dicho precio ejerce una mayor influencia en los mercados del Sur Peninsular, confirmando la existencia de un mercado segmentado en España (Norte y Sur). Como hemos comentado anteriormente, el efecto es permanente en todos los mercados pero mucho más acusado en el caso de Castilla-La Mancha así como en la zona Ebro. Además, se puede comprobar cómo las respuestas muestran una tendencia creciente hasta el séptimo mes, estabilizándose a partir de entonces.

**Gráfico 3**  
**Funciones impulso-respuesta ante un shock transitorio en el precio andaluz**



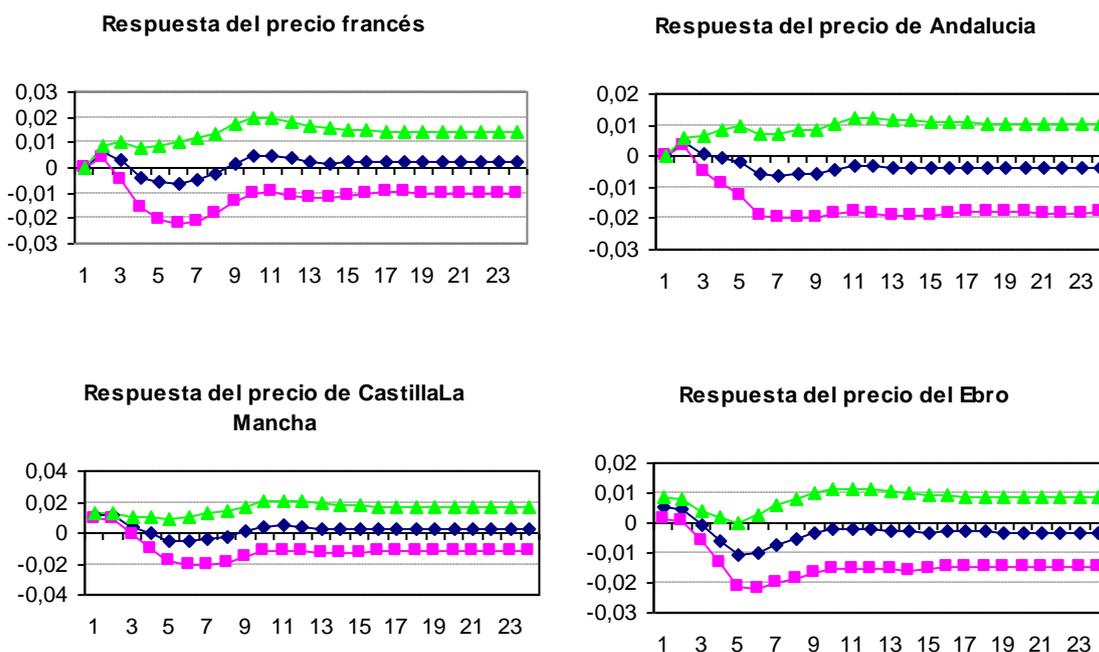
**Gráfico 4**  
**Funciones impulso-respuesta ante un shock transitorio en el precio de Castilla la Mancha**



Un shock en el precio de Castilla la Mancha (Gráfico 4) genera respuestas transitorias (sólo son significativas en los cuatro primeros meses tras haberse producido el shock) en el resto de mercados). Además, las magnitudes de las respuestas son relativamente pequeñas salvo

en el caso de la zona Ebro durante los dos primeros periodos. Finalmente, un shock en el precio del Ebro (Gráfico 5) genera respuestas significativas de reducida duración (2 periodos) en el resto de mercados, siendo de mayor magnitud en el caso de Castilla-La Mancha. Estos resultados parecen indicar que entre estos dos mercados (Castilla-La Mancha y Ebro) existe una relación coyuntural cuyos efectos son de muy corto plazo.

**Gráfico 5**  
**Funciones impulso-respuesta ante un shock transitorio en el precio del Ebro**



## 5. Evaluación de la capacidad predictiva de los modelos de predicción

El objetivo principal de este trabajo consistía en predecir la evolución a corto y largo de los precios de ovino y maíz. Para ello, además del modelo especificado para cada mercado y a efectos de comparación, se han obtenido considerando modelos alternativos: VAR en niveles, VAR en primeras diferencias y VMCE. En este último caso, las predicciones se han obtenido considerando el VMCE no restringido (sin imponer restricciones sobre las relaciones de cointegración) así como el VMCE restringido, es decir imponiendo restricciones sobre las relaciones de cointegración (el modelo estimado en los apartados anteriores).

Con los modelos finalmente especificados se han obtenido una serie de predicciones expost para horizontes de predicción alternativos con el fin de evaluar la capacidad predictiva de cada modelo tanto en el corto como en el medio plazo. El período utilizado para realizar las predicciones abarca desde Julio de 2002 hasta Junio de 2003 en el caso del maíz y desde julio de 2003 hasta Junio de 2004 en caso del ovino. Es decir considerando, en ambos casos 12 horizontes de predicción. Se han considerado tres horizontes de predicción: 1) a un mes, 2) a tres meses; y 3) a seis meses. Por tanto, se han generado 12 predicciones 1 período adelante, 10 predicciones 3 períodos adelante y 6 predicciones 6 períodos adelante.

La capacidad predictiva se ha medido tanto desde el punto de vista cuantitativo, es decir, tratando de que la magnitud del error sea lo más pequeño posible, como cualitativo, esto es, comprobando que las predicciones son capaces de recoger correctamente los puntos de giro de las series originales. Al igual que en los dos capítulos anteriores, este capítulo de resultados se ha estructurado en dos grandes apartados. En el primero, se describirán los principales métodos utilizados en este trabajo para evaluar la capacidad predictiva de los modelos VAR tanto desde el punto de vista cuantitativo como cualitativo. En la segunda parte, se expondrán los resultados obtenidos de la aplicación de los diferentes criterios.

## 5.1 Métodos de evaluación de las predicciones

En la literatura, existen varios métodos para comparar los resultados obtenidos por diferentes técnicas de predicción con el fin de obtener alguna conclusión sobre qué método predice mejor. Como acabamos de mencionar, y con carácter general, toda evaluación debe analizarse a dos niveles: cualitativo y cuantitativo. En la evaluación cualitativa se debe prestar atención a la existencia de algún error excesivamente alto, o en fallos para detectar los puntos en los que la serie cambia de tendencia. Sin embargo, la evaluación no tiene que restringirse únicamente a este aspecto puesto que ello llevaría a explicar cualquier error detectado en la serie por determinados acontecimientos que, en el futuro, son impredecibles. Por tanto, es necesario establecer también algún criterio cuantitativo para evaluar diferentes métodos de predicción. En cualquier caso, es recomendable utilizar una combinación de criterios cuantitativos y cualitativos a fin de poder realizar una evaluación completa y rigurosa.

### 5.1.1 Evaluación cuantitativa de las predicciones

Los dos criterios más utilizados en la práctica son:

- Error Cuadrático Medio (ECM) definido por:

$$\text{ECM (F)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - F_i)^2$$

donde:  $n$  = número de períodos para los que se realiza la predicción

$Y_i$  = valores reales de la variable a predecir

$F_i$  = predicciones de  $Y_i$

- Porcentaje medio de error absoluto (PMEA) (Makridakis y Visón, 1979) que, como su nombre indica, representa el valor medio de los errores de predicción en valor absoluto expresado en porcentaje sobre los verdaderos valores de la variable.

$$PMEA = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|Y_i - F_i|}{Y_i} * 100$$

Cualquier evaluación cuantitativa no debe restringirse a un único valor que permita comparar el mejor poder predictivo de uno u otro método. Granger y Newbold (1986) establecen que este tipo de evaluaciones debería responder a una o más de las siguientes preguntas: ¿Se puede afirmar si un conjunto de predicciones obtenidas por un determinado procedimiento es mejor que el resto? y ¿En qué medida, y bajo qué criterios se puede afirmar que un conjunto de predicciones es "bueno"?

En cuanto a la primera pregunta, el ECM únicamente proporciona un valor que permite comparar el comportamiento en la predicción de procedimientos alternativos. Parecería interesante poder determinar si un procedimiento predice significativamente mejor que otro bajo criterios estadísticos tradicionales.

Sin embargo, existen dos problemas al actuar de esta forma. En primer lugar, es razonable pensar que los errores de predicción cometidos por un procedimiento estarán correlacionados con los del otro. En segundo lugar, en las predicciones realizadas a más de un período el error no es un ruido blanco, incluso cuando dichas predicciones sean óptimas. En concreto, en caso de predicciones hechas para un periodo  $t+h$ , el error se comporta siguiendo un proceso medias móviles de orden  $h-1$  (Brown y Maital, 1981).

Granger y Newbold (1986) desarrollaron un método para contrastar la igualdad del Error Cuadrático Medio (ECM) correspondiente a distintos modelos. El test que proponen es el siguiente:

$$Z = \frac{[\ln(1+r) - \ln(1-r)](t-3)^{1/2}}{2} \quad (6)$$

donde  $r$  es el coeficiente de correlación entre  $(e_{1t} + e_{2t})$  y  $(e_{1t} - e_{2t})$ , siendo  $e_i$  el error de predicción generado por el método  $i$  ( $i=1,2$ ) y,

$$r = \frac{\sum_{t=1}^T (e_{1t} + e_{2t})(e_{1t} - e_{2t})}{\left[ \sum_{t=1}^T (e_{1t} + e_{2t})^2 \sum_{t=1}^T (e_{1t} - e_{2t})^2 \right]^{1/2}} \quad (7)$$

donde T es el número de predicciones realizadas. Si las predicciones de ambos modelos son insesgadas [ $E(e_i)=0$ ] y si los errores de predicción no están correlacionados,  $E[(e_1 + e_2)(e_1 - e_2)] = \text{varianza}(e_1) - \text{varianza}(e_2) = \text{ECM}(e_1) - \text{ECM}(e_2)$ . Por tanto, los errores cuadráticos medios de los dos modelos de predicción considerados serán iguales si  $r=0$ . Bajo la hipótesis nula de que  $r=0$ , el estadístico Z se distribuye aproximadamente según una  $N(0,1)$ .

Para responder a la segunda pregunta planteada, las predicciones obtenidas por los distintos modelos suelen someterse a varios contrastes. Un método muy popular a la hora de evaluar las predicciones generadas por un determinado modelo consiste en realizar una regresión entre los cambios reales y los cambios predichos, ajustados por una constante. Si la estimación de la constante resulta que no es significativamente diferente de 0 y la de la pendiente tampoco es significativamente diferente de 1, el predictor se considera estadísticamente aceptable en el sentido de que genera predicciones insesgadas (Kennedy, 1998, pp.295). Dicha regresión viene dada por la siguiente fórmula:

$$Y_{t+h} - Y_t = \alpha + \beta(Y_{t,t+h}^e - Y_t) + u_t \quad (8)$$

donde  $Y_{t+h}$  y  $Y_t$  son los valores reales de la serie a predecir en los períodos  $t+h$  y  $t$ , respectivamente; e  $Y_{t,t+h}^e$  es el valor predicho en el período  $t$ , para  $h$  periodos adelante. Un modelo se dice que produce predicciones eficientes si  $\alpha = 0$  y  $\beta = 1$ .

Los tests basados en (9) deben de tener en cuenta que el horizonte de predicción tiene importantes consecuencias sobre  $u_t$ . En efecto, en el caso de predicciones un período adelante, como se dispone de información hasta el período T, bajo la hipótesis de racionalidad puede suponerse que  $E[u_{T+1}, u_T] = 0$ . Por tanto, la estimación de la expresión anterior por MCO proporciona estimadores consistentes de  $\alpha$ ,  $\beta$  y de su matriz de varianzas y covarianzas. En este caso, el test de F es un estadístico válido para contrastar la hipótesis conjunta de insesgadez  $(\alpha, \beta)=(0,0)$ . Sin embargo, en el caso de predicciones más períodos adelante, como los errores de predicción uno y dos períodos adelante son desconocidos bajo el supuesto de racionalidad, se cumplirá que  $E[u_{t+3}, u_{t+3-j}] \neq 0$  ( $j=1,2$ ) mientras que  $E[u_{t+3}, u_t]=0$ . Bajo este supuesto, los estimadores MCO de  $\alpha$  y  $\beta$  en (9) serán insesgados pero su matriz de varianzas y covarianzas será inconsistente. En efecto como hemos mencionado anteriormente, cuando las predicciones se realizan  $h$  periodos adelante,  $u_t$  sigue un proceso MA( $h-1$ ) (Brown y Maital, 1981; Holden y Peel, 1985; y Granger y Newbold, 1986). Asimismo, es probable que el término de error en (9) presente problemas de heterocedasticidad. Consecuentemente, los estadísticos basados en mínimos cuadrados ordinarios pueden ser inapropiados. Para corregir estos problemas, Newey y West (1987) proponen calcular una matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores que sea consistente con la presencia de problemas de heterocedasticidad y autocorrelación. Con el uso del estimador de Newey-West, el estadístico conjunto se distribuye como un  $\chi^2$  (Te-Ru Liu et al., 1994).

### *5.1.2 Evaluación cualitativa de las predicciones*

En la literatura se han desarrollado diversas medidas cualitativas con el fin de evaluar las predicciones realizadas por modelos alternativos: puntos de giro, cambios de dirección, funciones de probabilidad binomial, etc. La consideración de alguna medida de este tipo es necesaria cuando la exactitud direccional de la predicción determina el beneficio final más que la propia exactitud numérica de la misma (Kennedy, 1998, p.293). De los tres procedimientos mencionados anteriormente, Naik y Leuthold (1986) señalan que el análisis de los puntos de giro es, sin duda, el procedimiento que proporciona más información. Bessler y Brandt (1979, 1981a, 1981b), Bourke (1979), Brandt y Bessler (1984), Harris y Leuthold (1985) y Kulshreshtha y Rosaasen (1980) proporcionan ejemplos sobre la utilización de dicho procedimiento. Kaylen y Brandt (1988) y Naik y Leuthold (1986) introdujeron algún refinamiento en dicho procedimiento con el fin de resolver algunos defectos del mismo que podían causar problemas o pérdidas de información en la práctica (véase a Gil, 1991).

En este estudio, sin embargo, se va a utilizar el test de Henriksson-Merton (1981), que es relativamente simple de calcular y que ha proporcionado resultados bastante satisfactorios en la práctica a la hora de medir la exactitud direccional de las predicciones generadas (Leitch y Tanner, 1991).

## **5.2 Análisis de la capacidad predictiva de los modelos utilizados para predecir el precio de maíz y ovino**

### *5.2.1 Evaluación cuantitativa de las predicciones*

En las Tablas 13 y 14 se recogen los resultados de los diferentes métodos utilizados para la evaluación cuantitativa de los dos métodos de predicción en el caso de ovino y maíz, respectivamente. Como se puede apreciar, se han incluido los resultados obtenidos para los tres horizontes de predicción considerados (1, 3 y 6 meses). En términos del Error Cuadrático Medio (ECM) puede afirmarse que los VMCE predicen significativamente mejor que los modelos VAR sobre todo cuando aumenta el horizonte de predicción. Sin embargo, las peores predicciones corresponden al modelo VAR en primeras diferencias. En general no se observa diferencias significativas entre el VMCE (restringido y no restringido) y el modelo VAR en niveles. Parece ser que la incorporación de la información a largo plazo así como la del resto de precios mejora sensiblemente la capacidad predictiva del modelo.

Si ahora analizamos los resultados del porcentaje Medio de Error Absoluto (PMEA), éstos son bastante consistentes con las que acabamos de mencionar. En términos generales, el VMCE predice mejor que los modelos ARIMA siendo más evidente conforme aumenta el horizonte de predicción.

**Tabla 13**

**Error Cuadrático Medio (ECM) y Porcentaje Medio del Error Absoluto (PMEA) para todos los modelos estimados de los precios de ovino**

		VAR-diff	VAR-niv	VECMnr	VECMr
<b>ECM</b>					
PARA	1,00	315.38+	376.78+	173.99+	72.24+*
	3,00	3575,90	5392,51	3919,50	2628,04
	6,00	22205,10	26551,02	17213,88	10385.50*
PCAS	1,00	202.12+	199.68+	173.99+	161.55+
	3,00	339,03	297,94	319,50	248,63
	6,00	2488,51	3663,02	17213,88	1085.24*
PEXT	1,00	32.24+	97.97+	246.46+	503.23+
	3,00	148,02	196,54	919,50	421,15
	6,00	4158,91	2845,22	1981,55	508.54*
PMAN	1,00	164.57+	119.57+	111.07+	102.46+
	3,00	256.68+	729.62+	227.66+	212.42+
	6,00	5847,05	10384,14	2334,03	1551.71*
<b>PMEA</b>					
PARA	1,00	1,79	1,96	1,33	0,86
	3,00	5,32	6,54	5,57	4,56
	6,00	12,79	13,98	11,26	10,29
PCAS	1,00	1,68	1,67	1,86	1,51
	3,00	2,09	1,72	1,57	1,12
	6,00	5,67	6,88	5,06	4,88
PEXT	1,00	0,64	1,11	2,78	2,52
	3,00	1,23	1,42	0,53	0,21
	6,00	6,42	5,31	1,82	2,25
PMAN	1,00	2,41	2,32	2,18	1,50
	3,00	0,15	2,50	1,12	0,68
	6,00	6,93	9,24	6,22	5,77

Notas: \* indica que la diferencia entre los ECMs de los modelos son significativa al 5%.

+ indica que se rechaza la hipótesis nula del  $H_0: \alpha = 0$  y  $\beta = 1$  en la ecuación 6,3 al 5%.

Asimismo, en las Tablas 13 y 14 se recogen los resultados de los contrastes de insesgadez de las predicciones generadas por los dos modelos. Como se recordará, dicho contraste partía de la estimación de la regresión entre los cambios reales y los cambios predichos para cada serie (ecuación (9)) y contrastaba conjuntamente que la constante era nula y que la pendiente era igual a la unidad ( $\alpha=0$ ;  $\beta=1$ ).

En los casos de predicciones generadas para más de un período adelante, para obtener una matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores consistente, debido a los problemas de autocorrelación y heterocedasticidad, la regresión 6 se ha estimado utilizando el procedimiento desarrollado por Newey y West (1987) (considerando 2 retardos en el caso de predicciones 3 meses adelante y 5 retardos en el caso de predicciones 6 períodos adelante). Como se puede apreciar en las Tablas 13 y 14, desde este punto de vista las predicciones generadas tanto por los modelos VAR como por el modelo VMCE se comportan de forma similar. Solamente las predicciones generadas 1 período adelante se pueden considerar “buenas” desde el punto de vista de la insesgadez. Un resultado similar obtuvieron Gil y Albisu (1996).

**Tabla 14**

**Error Cuadrático Medio (ECM) y Porcentaje Medio del Error Absoluto (PMEA) para todos los modelos estimados de los precios de maíz**

		VAR-diff	VAR-niv	VECMa	VECMb
<b>ECM</b>					
Andalucía	1,00	0,76	0,58	0,56	0,26+*
	3,00	0,59	0,54	0,15	0,02*
	6,00	2,46	0,50	0,04	0,01*
Ebro	1,00	0,73	0,56	0,06	0,04+*
	3,00	0,33	0,59	0,20	0,11
	6,00	0,99	0,07	0,01	0,02
Castilla la Mancha	1,00	1,78	0,18	0,09	0,04*
	3,00	1,07	0,63	0,59	0,32*
	6,00	1,53	2,10	0,17	0,07*
Francia	1,00	3,67	0,55	0,31	0,06+*
	3,00	2,18	1,83	0,69	0,73*
	6,00	5,48	3,84	1,53	1,37*
<b>EMEA</b>					
Andalucía	1,00	3,62	3,17	3,12	2,12
	3,00	3,17	3,04	1,59	0,59
	6,00	6,42	0,85	0,30	0,21
Ebro	1,00	3,59	1,24	1,01	0,89
	3,00	2,41	1,86	1,42	1,41
	6,00	4,12	1,10	1,08	0,63
Castilla la Mancha	1,00	5,62	1,79	0,88	0,42
	3,00	4,46	3,42	3,60	2,43
	6,00	6,84	6,23	5,33	1,76
Francia	1,00	3,94	1,34	1,08	0,98
	3,00	5,40	3,87	2,02	1,38
	6,00	7,99	6,28	5,97	5,78

Notas: \* indica que la diferencia entre los ECMs de los modelos son significativa al 5%.

\* indica que se rechaza la hipótesis nula del  $H_0: \alpha = 0$  y  $\beta = 1$  en la ecuación 6.3 al 5%.

### 5.2.2 Evaluación cualitativa de las predicciones

La utilidad práctica de un modelo no solamente viene determinada por el hecho de que los errores cometidos al predecir sean lo más pequeños posibles, si no que también es interesante predecir los cambios de dirección (Boothe y Glassman, 1987; Gerlow e Irwin, 1991; Kennedy, 1998). Y este hecho es mucho más relevante en el mercado que estamos analizando ya que las decisiones de las agentes implicados en la comercialización del maíz a lo largo de la campaña están condicionadas a las previsible tendencias del mercado. Expectativas de precios al alza motivará que los agentes pospongan sus decisiones de venta mientras que lo contrario sucederá si se piensa que los precios van a disminuir.

Para evaluar la habilidad de los modelos para captar el ajuste direccional de las series, en este trabajo se ha utilizado el contraste propuesto por Henriksson y Merton (1981). Los resultados se recogen en las Tablas 15 y 16.

**Tabla 15**  
**Resultados del Contraste de ajuste direccional de Henriksson y Merton (1981): precios de ovino**

	VARdiff				VMCE			
	P <sub>1</sub> <sup>a</sup>	P <sub>2</sub> <sup>b</sup>	P <sub>1</sub> +P <sub>2</sub> <sup>c</sup>	Nivel de Significatividad <sup>d</sup>	P <sub>1</sub> <sup>a</sup>	P <sub>2</sub> <sup>b</sup>	P <sub>1</sub> +P <sub>2</sub> <sup>c</sup>	Nivel de Significatividad <sup>d</sup>
<b>Aragón</b>								
1 mes adelante	0,783	0,471	1,254	0,116	0,821	0,729	1,550	0,211
3 meses adelante	0,633	0,133	0,766	0,761	1,000	0,625	1,625	0,050
6 meses adelante	0,547	0,250	0,797	0,621	0,976	0,542	1,518	0,072
<b>Castilla y León</b>								
1 mes adelante	0,877	0,565	1,442	0,151	1,000	0,462	1,462	0,138
3 meses adelante	0,543	0,439	0,982	0,432	0,987	0,651	1,638	0,066
6 meses adelante	0,949	0,975	1,924	0,080	0,997	0,621	1,618	0,054
<b>Extremadura</b>								
1 mes adelante	0,560	0,762	1,322	141	1,000	0,462	1,462	0,069
3 meses adelante	0,766	0,743	1,509	0,201	0,521	0,891	1,412	0,077
6 meses adelante	0,321	0,721	1,042	0,542	0,906	0,761	1,667	0,109
<b>Castilla la Mancha</b>								
1 mes adelante	0,681	0,721	1,402	0,332	0,852	0,500	1,352	0,249
3 meses adelante	0,531	0,421	0,952	0,941	0,972	0,921	1,893	0,046
6 meses adelante	0,427	0,200	0,627	0,751	0,907	0,799	1,706	0,053

<sup>a</sup> P<sub>1</sub> es la probabilidad condicionada de predecir correctamente una disminución o un estancamiento de los precios de maíz considerados.

<sup>b</sup> P<sub>2</sub> es la probabilidad condicionada de predecir correctamente un incremento de los precios considerados.

<sup>c</sup> P<sub>1</sub> + P<sub>2</sub> es significativamente mayor que 1 al nivel de significatividad de 5%.

<sup>d</sup> El nivel de significatividad mencionado es igual al 1 menos nivel de confianza de Henriksson-Merton, y se utilizó para contrastar la hipótesis nula del no-habilidad temporal de mercado ( $H_0: P_1 + P_2 = 1$ ).

Como se puede apreciar, los resultados obtenidos de la evaluación cualitativa son menos prometedores que los obtenidos en la evaluación cuantitativa. Sin embargo, sí pueden destacarse algunos rasgos generales que nos pueden permitir extraer algunas conclusiones relevantes. El primer resultado que se desprende es que los modelos VAR en diferencia predicen significativamente peor los cambios de la dirección de la variable. Solamente en el caso de Andalucía y para las predicciones a 3 y 6 meses las predicciones generadas se ajustan a la serie real para un nivel de significación del 10%.

El segundo aspecto destacable hace referencia a las predicciones generadas con el modelo VMCE. Además de predecir globalmente mejor que los modelos VAR en diferencias, donde se produce una mayor ganancia en precisión es en aquellas variables que han sido consideradas como más endógenas y particularmente en la serie que más interesa en este trabajo como es la de los precios en la Zona Ebro. En este caso, las predicciones generadas a medio plazo parecen ajustarse bien al esquema seguido por la serie original.

**Tabla 16**

**Resultados del Contraste de ajuste direccional de Henriksson y Merton (1981): precios de maíz**

	VARdiff				VMCE			
	P <sub>1</sub> <sup>a</sup>	P <sub>2</sub> <sup>b</sup>	P <sub>1</sub> +P <sub>2</sub> <sup>c</sup>	Nivel de Significatividad <sup>d</sup>	P <sub>1</sub> <sup>a</sup>	P <sub>2</sub> <sup>b</sup>	P <sub>1</sub> +P <sub>2</sub> <sup>c</sup>	Nivel de Significatividad <sup>d</sup>
<b>Ebro</b>								
1 mes adelante	0,833	0,471	1,304	0,108	0,667	0,529	1,196	0,365
3 meses adelante	0,833	0,133	0,966	0,816	1,000	0,533	1,533*	0,016
6 meses adelante	1,000	0,100	1,100	0,556	1,000	0,300	1,300	0,087
<b>Andalucía</b>								
1 mes adelante	0,700	0,385	1,085	0,510	0,800	0,462	1,262	0,105
3 meses adelante	1,000	0,385	1,385	0,063	0,875	0,308	1,183	0,344
6 meses adelante	0,900	0,375	1,275	0,106	1,000	0,000	1,000	1,000
<b>Castilla la Mancha</b>								
1 mes adelante	0,600	0,615	1,215	0,273	0,900	0,462	1,362	0,077
3 meses adelante	0,875	0,308	1,183	0,344	0,875	0,408	1,283	0,091
6 meses adelante	1,000	0,100	1,100	0,556	0,875	0,000	0,875	1,000
<b>Maíz Francés</b>								
1 mes adelante	0,556	0,571	1,127	0,433	0,556	0,500	1,056	0,567
3 meses adelante	0,600	0,545	1,145	0,410	0,800	0,364	1,164	0,367
6 meses adelante	1,000	0,000	1,000	1,006	1,000	0,100	1,100	0,556

<sup>a</sup> P<sub>1</sub> es la probabilidad condicionada de predecir correctamente una disminución o un estancamiento de los precios de maíz considerados.

<sup>b</sup> P<sub>2</sub> es la probabilidad condicionada de predecir correctamente un incremento de los precios considerados.

<sup>c</sup> P<sub>1</sub> + P<sub>2</sub> es significativamente mayor que 1 al nivel de significatividad de 5%.

<sup>d</sup> El nivel de significatividad mencionado es igual al 1 menos nivel de confianza de Henriksson-Merton, y se utilizó para contrastar la hipótesis nula del no-habilidad temporal de mercado (H<sub>0</sub>: P<sub>1</sub> + P<sub>2</sub> = 1).

Finalmente, el último aspecto que queremos mencionar es que, en general, los modelos estimados son menos capaces de predecir los incrementos de las series (los valores de P<sub>2</sub> son significativamente menores que la unidad en todos los casos analizados mientras que los de P<sub>1</sub> están mucho más próximos a dicho valor).

## 6. Resumen y conclusiones

En un entorno cada vez más globalizado, cualquier decisión que se debe adoptar en el sistema agroalimentario debe realizarse en un contexto de incertidumbre. Lejos quedan ya aquellos tiempos en los que las condiciones locales del oferta y demanda determinaban los precios que los productores percibían por la venta de sus productos. En la actualidad es común observar cómo, en algunas ocasiones, en épocas de escasez de oferta, los precios de los productos agrícolas, sobre todo los almacenables, se mantienen bajos debido, por ejemplo, a sobre-producciones en otros países europeos, y viceversa (recordemos los

precios elevados de cotización del cordero en España favorecido por una coyuntura favorable debido a la fiebre aftosa en el Reino Unido).

En este contexto de globalización y mayor incertidumbre cualquier intento por tratar de disminuir el riesgo inherente en las decisiones de comercialización de productos agroalimentarios debería ser bienvenido. Este era, precisamente, el objetivo de este trabajo, proporcionar una metodología que fuese capaz de predecir el comportamiento a corto y medio plazo de los precios de los productos agrícolas. El ámbito de la aplicación empírica se ha centrado en el precio del maíz y del ovino en la zona de producción del Ebro. En este sentido creemos que la metodología propuesta ha sido capaz de alcanzar el objetivo propuesto.

En todo caso, a lo largo del período de tiempo que ha durado el trabajo se han ido adoptando una serie de decisiones que, evidentemente, han afectado el resultado final. En este último apartado, pretendemos realizar un resumen de las decisiones adoptadas, cómo éstas han podido influir en el resultado obtenido y, finalmente, en qué medida se podría mejorar el trabajo en un futuro próximo.

La primera decisión ha tenido que ver con el tipo de información utilizada para llevar a cabo el estudio. Dado que el objetivo final era predecir a corto y medio plazo, esto es, a lo largo de la campaña de comercialización, decidimos utilizar información mensual ya que nos pareció que podía ser un horizonte razonable en el que los agentes pueden tomar sus decisiones. Una alternativa podría haber sido tomar datos semanales pero, en este caso, el error que se cometería al predecir a medio plazo (por ejemplo, predicciones a veinte semanas vistas) sería muy elevado. En definitiva al elegir datos mensuales hemos tratado de encontrar un equilibrio entre comportamiento real de los agentes y errores potenciales de predicción.

Definido la frecuencia mensual, hubiese sido relevante tratar de especificar un modelo estructural en el que el precio a predecir se determinase tanto por los condiciones locales de oferta y demanda como por las condiciones externas. Sin embargo, no ha sido posible obtener esta información por lo que los métodos de predicción utilizados han tenido que seleccionarse teniendo en cuenta la información disponible.

A la hora de predecir los precios del maíz y del ovino en la zona de Aragón considerando algún tipo de información adicional, la decisión fundamental ha consistido en determinar qué se iba a incluir ya que dicha decisión condicionaba la metodología a utilizar. Dado que, como acabamos de mencionar, no existía información sobre condiciones de oferta y demanda, la única información disponible se refería a precios. Asumiendo que los precios reflejan las variaciones de las condiciones de equilibrio entre oferta y demanda, una alternativa hubiese sido utilizar la información relativa a los precios existentes a lo largo de la cadena alimentaria en cada uno de los sectores considerados. Aunque en caso del ovino, este podría haber sido una estrategia adecuada, en el caso del maíz no lo sería. En efecto, en este caso deberíamos contar con los siguientes precios: precio del maíz, precio del pienso y precio percibido por el ganadero de porcino o avícola que son los dos subsectores que más

intensivamente utilizan este cereal. Esta alternativa fue desechada para el caso de la zona Ebro debido a que en esta zona se destina una parte importante a la fabricación de derivados del maíz por vía húmeda. Asimismo, tras la incorporación de España a la UE el maíz ha dejado de ser el principal cereal utilizado en la fabricación de piensos habiéndose incrementado notablemente la utilización de trigo y, sobre todo, de los sustitutivos de los cereales.

Por esta razón, y teniendo en cuenta la referencia que hemos realizado al principio de este capítulo final, nos ha parecido relevante utilizar la información sobre los precios existentes en diferentes localizaciones, en concreto, los correspondientes a las principales zonas productoras: Castilla - La Mancha, Andalucía, Aragón y Francia en el caso del maíz y Castilla la Mancha, Castilla y León, Extremadura y Aragón en el caso del ovino.

Teniendo en cuenta el tipo de información recogido, el siguiente paso consistía en definir qué tipo de metodología se podía utilizar para considerar conjuntamente las cuatro series de precios. El enfoque adoptado ha sido el de los modelos VAR. Este enfoque nos ha permitido, además de predecir el comportamiento futuro de los precios, aportar información complementaria sobre las interacciones existentes entre los cuatro precios tanto en el corto como en el largo plazo.

Desde el punto de vista metodológico, en este trabajo se ha prestado especial atención a la correcta especificación de los modelos utilizados para predecir. Estamos convencidos que una correcta especificación del modelo, teniendo en cuenta la información disponible, permite mejorar notablemente la capacidad predictiva de dicho modelo. En este sentido, como se ha podido comprobar, se ha justificado tanto el número de retardos como los elementos deterministas a incluir. Una vez especificado el modelo, y como acabamos de mencionar en un párrafo anterior, hemos pretendido sacar el máximo partido a la información adicional considerada y no restringirnos exclusivamente a la predicción. En concreto, hemos tratado de aprovechar la potencialidad de la metodología VAR para analizar las relaciones de equilibrio a largo plazo existentes entre las cuatro series de precios consideradas así como las relaciones dinámicas a corto plazo.

Dado que las cuatro series analizadas eran no estacionarias, el primer paso ha consistido en determinar si dichas series estaban cointegradas y, en caso afirmativo, cuántos vectores de cointegración existían. El objetivo de este análisis era doble. Por un lado, se pretendía especificar correctamente el modelo final. En segundo lugar, y dado que estábamos trabajando con series de precios correspondientes a diferentes localizaciones, lo que pretendíamos era determinar si los mercados considerados estaban o no perfectamente integrados, aspecto al que se ha prestado mucha atención en los últimos años.

Una vez identificado el largo plazo, se han calculado las determinadas funciones impulso con el fin de determinar las relaciones dinámicas a corto plazo existentes entre las cuatro series. En este caso, para el cálculo de las funciones impulso se ha adoptado la descomposición de Choleski ya que era bastante sencillo determinar el patrón de causalidad existente. Sin embargo, en un futuro se podría considerar la utilización de algunas

propuestas metodológicas alternativas como el enfoque estructural o el cálculo de las denominadas funciones impulso-respuesta generalizadas.

Decididas las fuentes de información a utilizar y los métodos de predicción, la última fase del trabajo ha consistido en analizar la capacidad predictiva de diversos modelos alternativos: VAR en primeras diferencias, VAR en niveles, VMCE no restringido y VMCE restringido tanto en el corto como en el medio plazo. Para ello, se han realizado 12 predicciones un período adelante, 10 predicciones tres meses adelante y, finalmente, 6 predicciones para un horizonte temporal de 6 meses. La evaluación de la capacidad predictiva, con el fin de elegir el método que predijera mejor se ha realizado desde un doble punto de vista: cuantitativo y cualitativo. Teniendo en cuenta el primer criterio se han sometido a las predicciones generadas por ambos métodos a diferentes contrastes y se han calculado diversas medidas con el fin de determinar qué método generaba los errores de predicción de menor amplitud.

Desde el punto de vista cualitativo, en lo que estábamos interesados era en discriminar qué método era capaz de predecir mejor la dirección de los cambios experimentados por las diferentes series, aspecto tan importante como el meramente cuantitativo. Los resultados obtenidos son bastante consistentes entre sí. El modelo VMCE predice significativamente mejor que el modelo VAR en diferencias sobre todo a medida que aumenta el horizonte para el que se realiza la predicción. Desde el punto de vista cualitativo los resultados son semejantes, sí bien hay que destacar la escasa precisión obtenida en cuanto a la predicción de los puntos de giro de las series para horizontes de predicción más alejados en el tiempo.

En definitiva, en nuestro trabajo se pueden sacar dos conclusiones importantes. La primera es que a la hora de predecir los precios del maíz y ovino en Aragón es relevante incluir información adicional de otros mercados. Las predicciones generadas teniendo en cuenta sólo el pasado de la variable objeto de estudio no son tan precisas como las obtenidas al considerar, como es nuestro caso, el comportamiento de los precios en otros mercados. La segunda conclusión relevante es que la consideración explícita de las propiedades estocásticas de las series permite mejorar la capacidad predictiva de los modelos. El caso que nos ocupa, el análisis de la no-estacionariedad de las series y su cointegración, así como la identificación de las relaciones de equilibrio existentes entre las series consideradas nos ha permitido obtener predicciones “precisas” del comportamiento a medio plazo.

Evidentemente, las conclusiones obtenidas en este trabajo deben circunscribirse a los productos y períodos muestrales analizados. Este trabajo debería extenderse a otros productos agroalimentarios con el fin de comprobar si, efectivamente, los modelos multivariantes de series temporales constituyen una buena alternativa de predicción utilizando datos de frecuencia semanal o mensual en donde no es posible contar con información detallada para especificar modelos estructurales completos. La información adicional a introducir dependerá de las características de cada mercado o producto (en este trabajo, como ya hemos justificado, hemos considerado información sobre precios en otras localizaciones). En cualquier caso, el aumento de la complejidad de especificación y

estimación de modelos multivariantes es compensado por un aumento significativo de la capacidad predictiva en relación a modelos más sencillos.

La complejidad de los modelos estimados dificulta la aplicabilidad de los resultados obtenidos desde el punto de vista del decisor interesado en conocer la evolución futura de los precios. Ello, sin embargo, no debería llevarnos a concluir que los resultados obtenidos son de poca utilidad práctica en el mundo real. Todo lo contrario, lo que este trabajo pone de manifiesto es la necesidad de una mayor colaboración entre el sector privado, potencial usuario de los resultados obtenidos, y el mundo académico. La relación puede ser mutuamente beneficiosa. En primer lugar, el sector privado puede suministrar al investigador la información relevante que tiene en cuenta a la hora de tomar sus decisiones así como su actualización. El investigador puede aportar información más fidedigna sobre la evaluación futura de los precios que podría ser considerada por el decisor como un elemento adicional para su toma de decisiones. La ponderación asignada a estas predicciones “académicas” variará a medida que aumente la confianza en el proceso.

## BIBLIOGRAFIA

- AKAIKE, H. (1971): "Fitting autorregresive models for prediction", *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21, pp. 243-247.
- BESSLER, D.A. y BRANDT J.A. (1979): "Composite forecasting of livestock prices: an analysis of combining alternative forecasting methods", *Purdue University Agricultural Experiment Station Bulletin*, 265.
- BESSLER, D.A. y BRANDT J.A. (1981a): "Forecasting livestock prices with individual and composite methods", *Applied Economics*, 13, pp. 513-522.
- BESSLER, D.A. y BRANDT J.A. (1981b): "Composite forecasting: an application with U.S. hog prices", *American Journal of Agricultural Economics*, 63(1), pp. 135-140.
- BOOTHE, P. y GLASSMAN, D. (1987): "Comparing exchange rate forecasting models: accuracy versus profitability", *International Journal of Forecasting*, 3, pp. 65-79.
- BRANDT, J.A. y BESSLER D.A. (1984): "Forecasting with vector autoregressions versus univariate ARIMA process: an empirical example with U.S. hog prices", *North Central Journal of Agricultural Economics*, 6, pp. 29-36.
- BRESTER, G.W. y GOODWIN, B.K. (1993): "Vertical and horizontal price linkages and market cointegration in the U.S. wheat milling industry", *Review of Agricultural Economics*, 15(3), pp. 509-519.
- BROWN B.W. y MAITAL, S. (1981): "What do economists know? an empirical studyo experts' expectations". *Econometrica*, 49, pp. 491-504.
- DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1981): "Likelihood ratio statistics for autorregressive time series with unit root", *Econometric*, 49, 1057.
- DOORNIK, J. y HANSEN, H. (1994): *An omnibus test for univariate and multivariate normality*, Nuffield College, Mimeo, Oxford, UK.
- GERLOW, M.E. y IRWIN, S.H. (1991): "The performance of exchange rate forecasting models: an economic evaluation", *Applied Economics*, 23, pp. 133-142.
- GIL, J.M. (1991): "Relaciones dinámicas y predicciones de los precios de los cereales mediante el uso de vectores autorregresivos bayesianos", *Tesis Doctoral*, Fac. De Sc. Econ. Y Empr., Dept. de Análisis Económico, Univ. de Zaragoza.
- GIL, J.M. y ALBISU, L.M. (1996): "Predicción a corto plazo del precio de los cereales en España ¿expertos Vs. modelos?", *Investigación Agraria Economía*. 11(3), pp. 445-468.
- GODFREY, L.G. (1988): *Misspecification test in econometrics*, University Press, Cambridge.
- GONZALO, J. y NG, S. (1996): "A systematic framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks", *Working Papers*, N<sup>o</sup> 9616, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid.

- GOODWIN, B.K. y SCHROEDER, T.C. (1991): "Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets", *American Journal of Agricultural Economics*, 73, pp. 452-464.
- GRANGER, C.W.J. y NEWBOLD P. (1986): *Forecasting economic time series*, 2nd Edition, Academic Press, London.
- HAMILTON, G. (1994): *Time series analysis*, University Press, Princeton.
- HARRIS, K.S. y LEUTHOLD R.M., (1985): "Alternative forecasting techniques: a case study for livestock prices", *North Central Journal of Agricultural Economics*, 7, pp. 40-50.
- HOLDEN, K. y PEEL, D.A., (1985): "An evaluation of quarterly national institute forecasts", *Journal Of Forecasting*, 4, pp. 227-234.
- JOHANSEN, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vector", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. (1995): "Identifying restrictions for linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration", *Journal of Econometrics*, 69, pp. 111-132
- JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): "A maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-210.
- JUSELIUS, K. (1998): "A structured VAR for denmark under changing monetary regimes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(4), pp. 400-411.
- KAYLEN M.S. y BRANDT J.A., (1988): "A note on qualitative forecasts evaluation: comment", *American Journal of Agricultural Economics*, 70, pp. 415-416.
- KENNEDY, P. (1998): *A guide to econometrics*, 4<sup>th</sup> Edition, The Mit Press, Cambridge, Massachusetts.
- KULSHRESHTHA S.N. y ROSAASEN K.A. (1980): "A monthly price forecasting model for cattle and calves", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 28, pp. 41-62.
- 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.
- LEITCH, G. y TANNER, J.E. (1991): "Economic forecast evaluation: profits versus the conventional error measures", *The American Economic Review*, 81, pp. 580-590.
- LUTKENPOHL, H. (1993): *Introduction to multiple time series*, Springer Verlag, Berlin.
- MACKINNON, J.G. (1991): *Critical values of co-integration test, an long run economic relationships*, pp. 267-276, Eds. R.F. Engle Y C.W.J. Granger, Oxford University Press.
- MAKRIDAKIS, S. y HIBONS M. (1979): "Accuracy of forecasting some empirical results", *Journal of The Royal Statistical Society A.*, 142, pp. 97-145.
- NAIK, G. y LEUTHOLD R.M., (1986): "A note on qualitative forecasts evaluation", *American Journal of Agricultural Economics*, 68, pp. 721-726.
- NEWHEY, W. y WEST, K. (1987): "A simple, positive semi-definite heteroskedasticity and

- autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometric*, 55, 703-708.
- ORDEN, D. y FACKLER, P.L. (1989): "Identifying monetary impacts on agricultural prices in VAR models", *American Journal of Agricultural Economics*, 71, pp. 495-502.
- OSTERWAL-LENUM, M. (1992): "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the cointegration rank test statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 461-472.
- SILVAPULLE, P. y JAYASURIYA, S. (1994): "Testing for philippines rice market integration: a multiple cointegration approach", *Journal of Agricultural Economics*, 45, pp. 369-380.
- SIMS, C.A. (1980): "Macroeconomic and reality", *Econometrica*, 48, pp. 1-48.
- SIMS, C.A. (1986): "Are forecasting models usable for policy analysis?", *Federal Research Bank of Minnesota Quarterly Review*, pp. 2-16.
- TIAO, G.C. y BOX, G.E. (1981): "Modeling multiple time series applications", *Journal of American Statistical Association*, 76, pp. 802-816.

**Fundación Economía Aragonesa (Fundear)** ha sido creada por el **Gobierno de Aragón, Ibercaja y Caja Inmaculada** con el objeto de:

- Elaborar estudios sobre economía aragonesa o sobre el territorio aragonés, por iniciativa propia o por encargo.
- Organizar y supervisar equipos de investigación solventes científicamente, que realicen trabajos sobre economía y de carácter territorial encargados a través de la Fundación.
- Promover un debate informado sobre las alternativas a que se enfrenta la economía aragonesa y la política de organización del territorio. En especial organizará periódicamente encuentros, seminarios o jornadas sobre temas relevantes.
- Publicar o dar difusión por cualquier medio a los trabajos que realice, las conclusiones de los seminarios así como otros trabajos de interés para Aragón.
- Formar economistas especializados en temas relativos a la economía y política territorial aragonesa.

**Patronato:**

D. Amado Franco Lahoz, (Ibercaja), *Presidente*.

D. Luis Calvera Serrano (CAI), *Vicepresidente*.

D. José Angel Biel Rivera (Gobierno de Aragón), *Vocal*.

D. Eduardo Bandrés Moliné (Gobierno de Aragón), *Vocal*.

**Director:**

D. José María Serrano Sanz



## Publicaciones de Fundear:

Documento de trabajo 1/2003.

### **Aproximación a los servicios a empresas en la economía aragonesa.**

*Eva Pardos.* Universidad de Zaragoza y Fundear.

*Ana Gómez Loscos.* Fundear.

Documento de trabajo 2/2003.

### **Índice Fundear: un sistema de indicadores sintéticos de coyuntura para la economía aragonesa.**

*María Dolores Gadea Rivas.* Universidad de Zaragoza y Fundear.

*Antonio Montañés Bernal.* Universidad de Zaragoza y Fundear.

*Domingo Pérez Ximénez de Embún.* Fundear.

Documento de trabajo 3/2003.

### **Servicios a empresas y empleo en Aragón.**

*M<sup>a</sup> Cruz Navarro Pérez.* Universidad de La Rioja y Fundear.

*Eva Pardos.* Universidad de Zaragoza y Fundear.

*Ana Gómez Loscos.* Fundear.

Documento de trabajo 4/2003.

### **Los servicios a empresas en la estructura productiva aragonesa.**

*Eva Pardos.* Universidad de Zaragoza y Fundear.

*Ana Gómez Loscos.* Fundear.

Documento de trabajo 5/2004.

### **La localización de los servicios empresariales en Aragón. Determinantes y efectos.**

*Eva Pardos.* Universidad de Zaragoza y Fundear.

*Fernando Rubiera Morollón.* Universidad de Oviedo

*Ana Gómez Loscos.* Fundear.

Documento de trabajo 6/2004.

### **Factores de localización y tendencia de población en los municipios aragoneses**

*Luis Lanaspa.* Universidad de Zaragoza.

*Fernando Pueyo.* Universidad de Zaragoza.

*Fernando Sanz.* Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 7/2004.

### **Determinantes del crecimiento económico. La interrelación entre el capital humano y tecnológico en Aragón**

*Blanca Simón Fernández.* Universidad de Zaragoza.

*José Aixalá Pastó.* Universidad de Zaragoza.

*Gregorio Giménez Esteban.* Universidad de Zaragoza

*Gema Fabro Esteban.* Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 8/2004.

### **Determinantes de la siniestralidad laboral**

*Inmaculada García.* Universidad de Zaragoza.

*Victor Manuel Montuenga.* Universidad de La Rioja.

Documento de trabajo 9/2004.

**Evolución y perspectivas de la productividad en Aragón**

*Marcos Sanso Frago.* Universidad de Zaragoza.

*Pedro García Castrillo.* Universidad de Zaragoza.

*Fernando Pueyo Baldellou.* Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 10/2004.

**Las razones del saldo de comercio exterior: competitividad versus ventaja comparativa**

*Carmen Fillat Castejón.* Universidad de Zaragoza.

*Carmen López Pueyo.* Universidad de Zaragoza.

Documento de trabajo 11/2004.

**El consumo de drogas entre los jóvenes aragoneses: evidencia de un proceso secuencial en varias etapas**

*José Alberto Molina.* Universidad de Zaragoza.

*Rosa Duarte.* Universidad de Zaragoza.

*José Julián Escario.* Universidad de Zaragoza.

Documento de trabajo 12/2004.

**La industria aragonesa en el contexto europeo. Capacidad de reacción ante shocks externos**

*Jose Luis Gallizo Larraz.* Universidad de Zaragoza.

*Manuel Salvador Figueras.* Universidad de Zaragoza.

*Paloma Apellaniz Gómez.* Universidad de Zaragoza.

*Isabel Bueno Montañés.* Universidad de Zaragoza.

*Pilar Gargallo Valero.* Universidad de Zaragoza.

*Javier Savi Marcano.* Universidad de Zaragoza.

*Carlos Serrano Cinca.* Universidad de Zaragoza.

Documento de trabajo 13/2004.

**Análisis económico financiero de las Cajas de Ahorros: su contribución al desarrollo económico de Aragón**

*Vicente Condor López.* Universidad de Zaragoza.

*José Ángel Ansón Lapeña.* Universidad de Zaragoza.

*M<sup>a</sup> Pilar Blasco Burriel.* Universidad de Zaragoza.

*Isabel Brusca Alijarde.* Universidad de Zaragoza.

*Isabel del Cerro Gómez.* Universidad de Zaragoza.

*Alicia Costa Toda.* Universidad de Zaragoza.

*Margarita Labrador Barrafón.* Universidad de Zaragoza.

*Begoña Pelegrín Martínez de Pisón.* Universidad de Zaragoza.

Documento de trabajo 14/2005.

**La demanda de servicios empresariales avanzados en la economía aragonesa**

*Eva Pardos.* Universidad de Zaragoza y FUNDEAR.

*Ana Gómez Loscos.* FUNDEAR.

*Gemma Horna.* FUNDEAR.

Documento de trabajo 15/2005.

**Las Empresas de Inserción en Aragón: características, evolución y futuro**

*Carmen Marcuello.* Universidad de Zaragoza.

*Ana Bellostas.* Universidad de Zaragoza.

*Juan Camón.* Universidad de Zaragoza.

*Chaime Marcuello.* Universidad de Zaragoza.

*José Mariano Moneva.* Universidad de Zaragoza.

Documento de trabajo 16/2005.

**Rentabilidad social de las nuevas infraestructuras de abastecimiento de agua a Zaragoza**

*Luis Pérez y Pérez*, CITA del Gobierno de Aragón y Universidad de Zaragoza.  
*Jesús Barreiro Hurlé*, IFAPA – Junta de Andalucía

Documento de trabajo 17/2005.

**¿Qué impide a las empresas avanzar en su estrategia medioambiental?**

*Concepción Garcés Ayerbe*, Universidad de Zaragoza  
*Pilar Rivera Torre*, Universidad de Zaragoza  
*Josefina Lucía Murillo Luna*, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 18/2006.

**Pensiones de la Seguridad Social y financiación privada de la dependencia de Aragón.**

*Antonio Sánchez Sánchez*, Universidad de Zaragoza  
*Angelina Lázaro Alquezar*, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 19/2006.

**Efectos del gasto en defensa en la producción y el empleo de Aragón**

*Claudia Pérez Fornies*, Universidad de Zaragoza  
*Jaime Jesús Sanaú Villarroja*, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 20/2006.

**Determinantes de la confianza del consumidor aragonés hacia la compra a través de Internet. Un estudio confirmatorio del comportamiento de compra**

*Carlos Flavián Blanco*, Universidad de Zaragoza  
*Vidal Díaz de Rada Izuzquiza*, Universidad Pública de Navarra  
*Javier Lozano Velázquez*, Universidad de Zaragoza  
*Eduardo Torres Moraga*, Universidad de Bío Bío, Chile  
*Raquel Gurrea Sarasa*, Universidad de Zaragoza  
*Miguel Guinalú*, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 21/2006.

**Determinantes de no-visita a Ferias profesionales. Aplicación al comercio minorista aragonés**

*Carmen Berné Manero*, Universidad de Zaragoza  
*Marta Pedraja Iglesias*, Universidad de Zaragoza  
*Pilar Rivera Torres*, Universidad de Zaragoza  
*Mercedes Marzo Navarro*, Universidad de Zaragoza  
*Esperanza García Uceda*, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 22/2006.

**La Demanda de Bienes de Consumo en Aragón**

*José Alberto Molina*, Universidad de Zaragoza  
*Rosa Duarte*, Universidad de Zaragoza  
*Ana Isabel Gil*, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 23/2006.

**Relaciones dinámicas y predicción de precios en el complejo agroganadero en Aragón**

*Monia Ben-Kaabia*, Universidad de Zaragoza  
*José M<sup>a</sup> Gil Roig*, Universidad Politécnica de Cataluña  
*Josefina Cabeza Laguna*, Universidad de Zaragoza

