

INTEGRACIÓN DEL MAÍZ EN EL MERCADO TRAS LA REFORMA DE LA POLÍTICA AGRÍCOLA COMÚN DEL 2003

INTEGRATION OF MAIZE INTO THE MARKET AFTER THE COMMON AGRICULTURAL POLICY REFORM OF 2003

J. Sebastián **Castillo-Valero**^{*}, M. Carmen **García-Cortijo**

¹Instituto de Desarrollo Regional, Universidad de Castilla-La Mancha. Campus universitario. CP 02071 Albacete, España. (sebastian.castillo@uclm.es).

RESUMEN

Estudiar el grado de integración de mercados es importante para evaluar la efectividad de las reformas de las políticas económicas, el grado de intervención en mercados o la liberalización comercial, al ser procesos activos. Este estudio se centró en la Unión Europea (UE) con el análisis de los efectos en la integración de mercados de la Reforma global del 2003 de la Política Agraria Común (PAC). La principal medida de esta Reforma es desvincular las ayudas al sector de las decisiones de producción (el desacoplamiento) y pretende conseguir un fortalecimiento teórico de los mecanismos de libre mercado para las producciones agroalimentarias europeas. Particularmente, se examinó el caso del maíz, sector caracterizado por un contexto de inestabilidad e incertidumbre generado por la demanda creciente mundial, la volatilidad de precios, el destino alternativo de la producción para obtener etanol y la concentración y potencial posición de dominio del mercado estadounidense en la oferta. El objetivo del estudio fue evaluar en un doble contexto, intracomunitario e internacional, el efecto de la Reforma en el grado de integración del mercado del maíz a partir de las serie de precios de: 1) tres países de la UE con perfiles complementarios (Francia, principal productor y exportador; Italia, productor e importador, y España, principal importador), 2) EE.UU (líder mundial) y 3) Argentina (segundo exportador mundial). La metodología utilizada fue la Cointegración y los Vectores de Corrección del Error. Los resultados mostraron que el mercado maicero europeo se encontraba integrado en el mercado internacional tras la Reforma, además de experimentar un avance en el grado de integración intracomunitario. Se confirma la hipótesis inicial de que un cambio de la política agraria con un fundamento de menor intervención de los mercados, igual que un proceso de liberalización comercial, debe afectar positivamente la integración de mercados.

^{*} Autor responsable ♦ Author for correspondence.

Recibido: diciembre, 2011. Aprobado: octubre, 2012.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 46: 823-836. 2012.

ABSTRACT

To study the degree of integration of markets is important in order to evaluate the effectiveness of economic policy reforms, the degree of intervention in markets or the commercial liberalization, since they are active processes. This study was focused on the European Union (EU) with the analysis of the effects of market integration of the Common Agricultural Policy (CAP) global Reform of 2003. The main measure of this reform is to dissociate supports to the sector from production decisions (decoupling) and it attempts to achieve a theoretical strengthening of free market mechanisms for European agri-food production. Specifically, the case of maize was examined, a sector characterized by a context of instability and uncertainty generated by the growing global demand, price volatility, the alternate destination of production to obtain ethanol, and the concentration and potential dominating position of the United States market in the offer. The objective of the study was to evaluate in a double context, intra-community and international, the effect of the Reform on the degree of integration of the maize market from a series of prices in: 1) three EU countries with complementary profiles (France, main producer and exporter; Italy, producer and importer; and Spain, main importer); 2) the US (world leader); and, 3) Argentina (second world exporter). The methodology used was Co-integration and Vector Error Correction. Results showed that the European maize market was integrated into the international market after the Reform, in addition to experiencing an advance in the degree of intra-community integration. The initial hypothesis that a change in agricultural policy based on less market intervention, as well as a process of trade liberalization, must positively affect the integration of markets was confirmed.

Keywords: CAP, trade liberalization, market co-integration, maize, vector error correction.

Palabras clave: PAC, liberalización comercial, cointegración de mercados, maíz, vectores de corrección del error.

INTRODUCCIÓN

La integración del mercado del maíz es uno de los grandes problemas para estudiar dentro del sector agroalimentario y energético, teniendo en cuenta su inestabilidad en el ámbito del sector alimentario, dado el escaso índice de apertura al comercio internacional que presenta su producción final, así como su destino potencial como biocombustible y las afectaciones que provocan en su precio los movimientos especulativos, desde 2008, en los mercados en el futuro.

Asimismo, la preocupación por los efectos que tienen las políticas agrarias en la dinámica y comportamiento de los mercados de materias primas agrarias y en la incidencia sobre el comercio internacional es otro tema de análisis en el sector agrario. En el ámbito mundial, las negociaciones en el seno de la Organización Mundial de Comercio (OMC) se sitúan en primera línea de debate y preocupación. La UE es un referente fundamental en este tema por el peso de su política agraria y por ser una de las principales zonas productoras y un mercado clave en el consumo mundial de productos. Además, en la UE, los cambios sucesivos en la PAC que rigen su sector agrario desde la Reforma de 1992 con el acuerdo de reducción de los precios de intervención, de la protección en frontera y el establecimiento de pagos compensatorios (ayudas directas) hasta la reforma del 2003 cuando se inicia el Pago Único y el desacoplamiento de las ayudas. Estas dos grandes reformas pretenden avanzar en la liberalización de los mercados y, en consecuencia, en su integración y en la transparencia en la formación de precios. Respecto a las políticas de apertura, Fiess y Lederman (2004) señalan que los mercados de México y EE.UU. estaban integrados antes de la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). En contraste, Motamed *et al.* (2008) indican que los precios del maíz en mercados regionales de México no se ajustan al mismo equilibrio de largo plazo que el estadounidense. Ramírez y Cuellar (2009) analizaron el efecto sobre el Mercado Común Centroamericano (MCCA) de la integración con EE.UU. del mercado regional del maíz, y señalan que durante la década de mayor intensidad proceso de liberalización comercial del MCCA no se lograron

INTRODUCTION

Integration of the maize market is one of the big problems to be studied within the agri-food and energy sectors, taking into account its instability in the food sector, given the scarce index of openness to international commerce that its final production has, as well as its potential destination as biofuel and the effects that speculative movements in future markets, since 2008, cause on its price.

Likewise, the preoccupation over the effects that agricultural policies have on the dynamics and behavior of agricultural raw materials markets, and on the incidence on international commerce, is another theme for analysis in the agricultural sector. At the global scope, negotiations at the heart of the World Trade Organization (WTO) are situated on the frontline of the debate and preoccupation. The EU is a fundamental reference in this issue, both because of the weight of its agricultural policy and because it is one of the primary producing zones and a key market in the global products market. Also, in the EU, the successive changes in CAP through which its agricultural sector is ruled since the 1992 Reform, with the agreement in intervention price reductions, border protection and the establishment of compensatory payment (direct supports), until the 2003 Reform, when the Sole Payment began as well as the decoupling of supports. These two great reforms attempt to advance in the liberalization of markets and, as consequence, in their integration and in the transparency in price formation. In regards to policies of openness, Fiess and Lederman (2004) point out that the México and US markets were integrated before signing of the North American Free Trade Agreement (NAFTA). In contrast, Motamed *et al.* (2008) indicate that maize prices in regional markets in México are not adjusted to the same long-term equilibrium than in the United States. Ramírez and Cuellar (2009) analyzed the effect of the Central American Common Market (CACM) integration with the US on the regional maize market, and they point out that during the decade of greatest intensity in the CACM's commercial liberalization process, advances were not made in the degree of integration for the maize market. Mela and Canali (2012) conclude that France did not participate in the co-integration space to which the US belongs.

avances en el grado de integración del mercado del maíz. Mela y Canali (2012) concluyen que Francia no formaba parte del espacio de cointegración al que pertenece EE.UU.

El maíz tiene su producción y comercio concentrados en pocas áreas económicas, todo ello ocurre en un marco caracterizado por la posición de dominio de EE.UU. en los mercados mundiales y se producen características importantes para la integración de los mercados: la política norteamericana de promoción del uso del etanol representa un porcentaje elevado de la producción total del maíz estadounidense. Además, EE.UU. es el referente mundial en precios derivados de su mercado de futuros en Chicago (Ledebur y Schmitz, 2009).

Los cambios en la regulación pública del principal mercado mundial de destino, la UE, inciden en el modelo agrícola de desvinculación entre subsidios y producción, lo cual en teoría debe suponer mecanismos menos distorsionantes del comercio internacional. Este hecho se debería traducir en un impacto mayor de los precios internacionales liberalizados y en una integración mayor de los mercados europeos en el ámbito internacional.

EE.UU. produce 38 % del total mundial de maíz, China 21 %, la UE-27 6.78 % y Brasil 6.67 %. La concentración del comercio exterior es mayor: EE.UU. exporta 50 % del total mundial Argentina 16 % y Brasil 12 %. Estos datos muestran el liderazgo y posición de dominio del mercado estadounidense en la fijación de precios en el mercado internacional de maíz. Japón es el mayor importador neto mundial 17.5 %, México 10 % y Corea del Sur 8 %. La UE importó 4000×10^3 t (4 %), que sumadas a las $13\,406 \times 10^3$ t del comercio intracomunitario la convierte en un importante vector comercial mundial para abastecer a su industria de alimentos para animales (Cuadro 1).

Dentro de la UE-27 (Cuadro 2) Francia es el mayor productor y exportador con 25 % de la cosecha total y 46 % de las exportaciones intracomunitarias, lo que determina su presencia y predominio en el mercado europeo. Otros países relevantes son Italia y Hungría, aunque lejos de Francia. Respecto al consumo, España es el principal importador, compra 0.3 % del maíz mundial (excluidas las transacciones de la UE), y dentro de Europa importa 18 % del comercio total intracomunitario. También es relevante el caso italiano en el volumen de importaciones intracomunitarias (15 %).

Maize has a concentrated production and commerce in few economic areas, all of this occurs within a framework characterized by the position of dominion of the US in global markets and important characteristics are produced in this sector for market integration: the North American policy of promoting the use of ethanol already represents a high percentage of the total maize production from the United States. In addition, the US is the world reference in prices derived from its futures market in Chicago (Ledebur and Schmitz, 2009).

Changes in the public regulation of the main global destination market, the EU, influence the agricultural model of decoupling between subsidies and production, which in theory should imply less distorting international trade mechanisms. This fact should translate into a greater impact of international liberalized prices and a greater integration of European markets into the international scope.

The United States produces 38 % of total global maize, China 21 %, the EU-27 6.78 % and Brazil 6.67 %. The concentration for foreign commerce is still greater: US exports 50 % of the world total Argentina 16 % and Brazil 12 %. These data show the leadership and dominating position of the US market in fixing prices on the international maize market. Japan is the largest net global importer with 17.5 %, followed México 10 % and South Korea 8 %. The EU imported 4000×10^3 t (4 %), which added to the $13\,406 \times 10^3$ t of the intra-community commerce makes it an important world trade vector to supply, its industry of feedstuffs for animals (Table 1).

Within the EU-27 (Table 2), France is the greatest producer and exporter with 25 % of the total harvest and 46 % of intra-community exports, which determines its presence and predominance in the European market. Other relevant countries are Italy and Hungary, although far from France. With regards to consumption, Spain is the main importer, it purchases 0.3 % of the world maize (excluding the transactions by the EU), and within Europe it imports 18 % of the total intra-community commerce. The Italian case is also relevant in the volume of intra-community imports (15 %).

The main European market, France, is not oblivious to the international context and since 1992 it follows the same tendency as the US (Figure 1). As a result of the turbulence and food crisis of 2008, refueled in 2011, the situation became less definite

Cuadro 1. Principales países y grupos de países en el mercado maicero mundial en el 2011.
Table 1. Main countries and groups of countries in the world maize market in 2011.

Países	Producción (x 10 ³ t, %) [†]		Comercio (x 10 ³ t, %) [†]					
			Exportaciones			Importaciones		
EE.UU.	316 200	38	EE.UU.	46 000	50	Japón	16 100	17.5
China	173 000	21	Argentina	15 000	16	México	9200	10
UE-27	55 900	6.78	Brasil	11 000	12	Corea	7200	8
Brasil	55 000	6.67	Ucrania	5 500	6	UE-27	4000	4
Argentina	25 200	3	UE-27	1000	1	Egipto	6000	6.5
Mundo	824 000	100	Mundo	91 975	100	Mundo	91 975	100

Fuente. Elaboración propia con datos de USDA (www.usda.gov; consultado: octubre 2011) ♦ Source. Authors' elaboration with data from USDA (www.usda.gov; accessed: October 2011).

[†] Unidades en las dos columnas para cada variable: x 10³ t la primera columna y % la segunda ♦ Units in the two columns for each variable: x 10³ t the first column and % the second.

Cuadro 2. Principales países del mercado maicero UE-27 en 2011.
Table 2. Main countries in the UE-27 maize market in 2011.

Países	Producción (x 10 ³ t, %) [†]		Comercio (x 10 ³ t, %) [†]					
			Exportaciones			Importaciones		
Francia	13 800	24.7	Francia	6211	46		330	2
Italia	9000	16	Italia	130	1		2057	15
Hungría	7000	12.5	Hungría	3734	28		43	0.3
Alemania	4500	8	Alemania	672	5		1757	13
España	1400	2.5	España	127	1		2388	18
UE-27	55 900	100	UE-27	13 406	100		13 406	100

Fuente: Elaboración propia con datos de: 1) USDA (www.usda.gov) para la Producción, excepto el dato de Alemania que se extrajo de FAOSTAT (faostat.fao.org); 2) Trade Map (www.trademap.org) para el comercio intracomunitario. Consultados: octubre 2011. ♦ Source: Authors' elaboration with data from: 1) USDA (www.usda.gov) for Production, except the piece of data for Germany that was extracted from FAOSTAT (faostat.fao.org); 2) Trade Map (www.trademap.org) for intra-community commerce. Consulted: October 2011.

[†] Unidades en las dos columnas para cada variable: x 10³ t la primera columna y % la segunda ♦ Units in the two columns for each variable: x 10³ t the first column and % the second.

El principal mercado europeo, Francia, no es ajeno al contexto internacional y desde 1992 sigue la misma tendencia que EE.UU. (Figura 1). A raíz de las turbulencias y la crisis alimentaria del 2008, realimentadas en el 2011, la situación se tornó menos definida y más errática, sin poder precisar *a priori* el grado de afectación de los shocks, de oferta y demanda, a la integración del mercado.

Entonces, estudiar el grado de integración entre los mercados tiene gran interés científico (Ramírez y Cuéllar (2009)). Las consecuencias de las medidas de política económica pueden diferir de su estimación original cuando las decisiones ignoran la forma en que los impactos de oferta y demanda se transmi-

en y más errático, sin haber una precisión *a priori* del grado de afectación de los shocks, de oferta y demanda, a la integración del mercado.

Entonces, estudiar el grado de integración entre los mercados tiene gran interés científico (Ramírez y Cuéllar, 2009). The consequences of economic policy measures can differ from their original estimation when decisions ignore the way in which offer and demand shocks are transmitted between countries and regions. In addition, according to Dercon (1995), in view of the process of economic reforms and trade liberalization in the EU, studies regarding the integration of markets are necessary to evaluate the effectiveness of that policies.

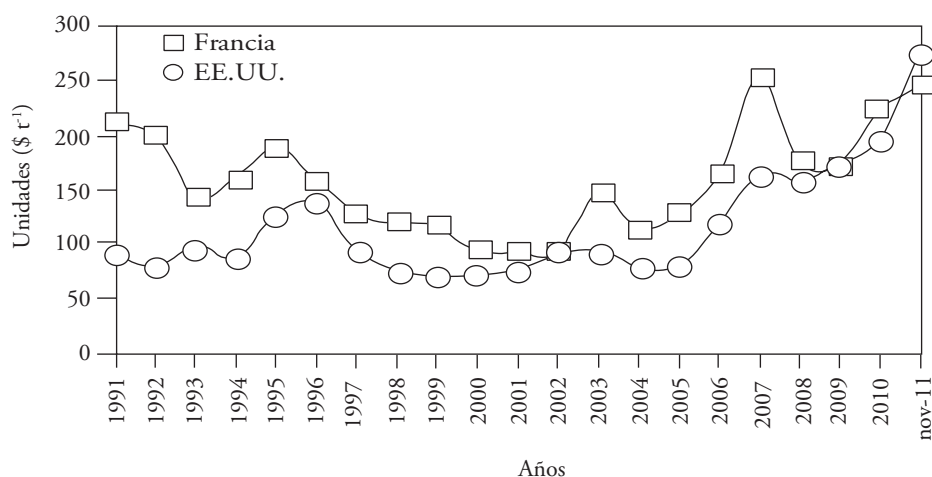


Figura 1. Evolución del precio del maíz en Francia y en EE.UU.

Fuente. Elaboración propia con datos de FAOSTAT (faostat.fao.org) hasta 2008. Los datos de 2009, 2010 y 2011 de Francia se obtuvieron de AGPB (www.agpb.com) y los de EE.UU. de USDA (www.usda.gov). Consultados: octubre 2011.

Figure 1. Maize price evolution in France and the USA.

Source. Authors' elaboration with data from FAOSTAT (faostat.fao.org) until 2008. Data from 2009, 2010 and 2011 for France were obtained from AGPB (www.agpb.com) and the US from USDA (www.usda.gov). Accessed: October 2011.

ten entre países y regiones. Además, según Dercon (1995) en vista del proceso de reformas económicas y liberalización comercial en la UE, los estudios sobre la integración de mercados son necesarios para evaluar la efectividad de esas políticas.

El objetivo del presente estudio fue conocer la forma en que la liberalización comercial mayor de los países de la UE, tras la Reforma de la PAC de 2003, afectó el mercado del maíz permitiendo que los precios se adapten más a las reglas del mercado, esto es, estén más integrados. En particular, establecer la relación entre los precios del maíz de los principales países europeos productores (Francia) y consumidores (España e Italia) respecto a los precios internacionales en los principales países exportadores, EE.UU. y Argentina. El propósito es contribuir al conocimiento implementando la metodología de la Cointegración y los Vectores de Corrección del Error (VEC), para obtener una mejor perspectiva de la dinámica de integración en los mercados de maíz.

MATERIALES Y MÉTODOS

Variables e indicadores utilizados

Se usaron series de precios de la UE y de otros países más representativos en producción y comercio internacional, para estimar los modelos VEC. Los precios europeos fueron los del mercado de Bayona (Francia), Bolonia (Italia) y la media aritmética

The objective of this study was to understand the way in which the greater commercial liberalization of countries in the EU, after the CAP 2003 Reform, affected the maize market allowing prices to adapt more to the rules of the market, that is, to become more integrated. In particular, to establish a relation between maize prices in the European main producer (France) and consumer (Spain and Italy) countries and with regards to the international prices in the main exporting countries, US and Argentina. The goal is to contribute to knowledge through implementing the methodology of Co-integration and Vector Error Correction (VEC), to obtain a better perspective on the integration dynamics in maize markets.

MATERIALS AND METHODS

Variables and indicators used

Price series from the EU and other countries, more representative in production and international trade, were used to estimate the VEC models. European prices were those from the Bayonne (France), Bologna (Italy) markets, and the arithmetic mean of prices from the Badajoz, Lérida and León (Spain) markets. The prices from the other countries were USA GULF 3YC (US) and Upriver (Argentina). Data taken are of monthly periods. The time period covered from July 1999 to June 2008. The variable units are € t⁻¹. All the information, from the EU, the US and Argentina, comes from Spain's Ministry

de los precios de los mercados de Badajoz, Lérida y León (España). Los precios de los otros países fueron los de USA GULF 3YC (EE.UU.) y Upriver (Argentina). Los datos tomados son de periodicidad mensual. El periodo de tiempo fue de julio de 1999 a junio del 2008. Las unidades de las variables son € t⁻¹. Toda la información de la UE, EE.UU. y Argentina, proviene del Ministerio Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente de España¹. Las variables se transformaron en sus logaritmos. Se introdujeron dos variables ficticias para representar "Reforma de la PAC 2003". La primera ficticia reflejaba la generalidad europea del anuncio de entrada en vigor de la Reforma. La segunda, para la particularidad de que hasta el 2005 y 2006, la Reforma no ocurrió en los países estudiados. Por tanto, se plantearon dos modelos, uno sin ficticias y otro con ellas y de su comparación se dedujo el efecto de la Reforma en el mercado del maíz.

Método utilizado

Según Ramírez y Cuéllar (2009), un criterio idóneo en el estudio de la integración de mercados es recurrir al análisis de la variación conjunta de sus precios mediante la Cointegración. Los resultados obtenidos con los métodos convencionales se encontraban sesgados por la existencia de raíces unitarias en las series de precios (Engle y Granger (1987), y al generar estimadores más confiables este método de cointegración permitía solucionar ese problema. Engle y Granger (1987) muestran que por un procedimiento de dos etapas es posible determinar si dos series se encuentran cointegradas y Johansen (1988) generalizó la prueba para más de dos series. Al usar más de dos variables en este estudio se aplicó el segundo enfoque.

El procedimiento de Johansen parte de la especificación de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) con k retardos cuya expresión es:

$$P_t = A_1 P_{t-1} + A_2 P_{t-2} + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde P_t es un vector de orden ($p \times 1$) de series integradas de orden 1 y ε_t es la perturbación aleatoria que se distribuye como una $N(0, \Sigma)$.

La ecuación (1) se reparametriza como un VEC realizando una serie de operaciones. Se comienza restando a ambos lados de la igualdad (1) la matriz P_{t-1} :

$$P_t - P_{t-1} = A_1 P_{t-1} - P_{t-1} + A_2 P_{t-2} + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

of Agriculture, Food and Environment¹. The variables were transformed into their logarithms. Two fictional variables were introduced to represent the event "CAP 2003 Reform". The first fictional reflected the European generality of the announcement of the Reform coming into effect. The second reflected the particularity that until 2005 and 2006, the Reform did not occur in the countries studied. Therefore, two models were set up, one without fictional variables and another with them, and the Reform's effect on the maize market was deduced from their comparison.

Method used

According to Ramírez and Cuéllar (2009), an ideal criterion in the study of market integration is resorting to the analysis of joint variation of their prices through Co-integration. The results obtained with conventional methods were biased by the existence of unitary roots in the price series (Engle and Granger, 1987), and by generating more reliable estimators, this method of co-integration allowed solving this problem. Engle and Granger (1987) show that through a two-stage procedure it is possible to determine if two series are co-integrated, and Johansen (1988) generalized the trial for more than two series. The second approach was applied, by using more than two variables in this study.

Johansen's procedure starts off from the specification of a Vector Auto-regression (VAR) model with k delays whose expression is:

$$P_t = A_1 P_{t-1} + A_2 P_{t-2} + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

where P_t is a vector of the ($p \times 1$) order of integrated series of the order of 1, and ε_t is the random perturbation that is distributed as a $N(0, \Sigma)$.

Equation (1) is re-parameterized as a VEC by carrying out a series of operations. It begins by subtracting from both sides of equation (1) the P_{t-1} matrix:

$$P_t - P_{t-1} = A_1 P_{t-1} - P_{t-1} + A_2 P_{t-2} + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

By grouping the terms in equation (2), the following expression is obtained:

$$\Delta P_t = (A_1 - I) P_{t-1} + A_2 P_{t-2} + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

¹Series de datos europeas e internacionales obtenidos de la página web del Ministerio: <http://www.magrama.gob.es/es/agricultura/temas/producciones-agricolas/cultivos-herbaceos/cereales/evolucion-de-los-precios-de-los-principales-cereales/>. Consultado: septiembre 2010
 ♦ Serie of european and international data obtained from the Ministry web page: <http://www.magrama.gob.es/es/agricultura/temas/producciones-agricolas/cultivos-herbaceos/cereales/evolucion-de-los-precios-de-los-principales-cereales/>. Accessed: September 2010.

Agrupando términos en la ecuación (2) se obtiene la expresión:

$$\Delta P_t = (A_1 - I) P_{t-1} + A_2 P_{t-2} + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Si en (3) se suma y resta $(A_1 - I) P_{t-2}$ a la derecha de la igualdad y se agrupan términos resulta:

$$\begin{aligned} \Delta P_t &= (A_1 - I) P_{t-1} - (A_1 - I) P_{t-2} + (A_1 - I) P_{t-2} + A_2 P_{t-2} \\ &\quad + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \\ &= (A_1 - I) P_{t-1} - (A_1 - I) P_{t-2} + (A_1 + A_2 - I) P_{t-2} + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \\ &= (A_1 - I) \Delta P_{t-1} + (A_1 + A_2 - I) P_{t-2} + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

Repitiendo este proceso k veces, el modelo (2) se expresaría en términos de las diferencias de los distintos retardos:

$$\Delta P_t = (A_1 - I) \Delta P_{t-1} + (A_1 + A_2 - I) P_{t-2} + \dots + (A_1 + A_2 + \dots + A_k - I) P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Si se crean unas nuevas matrices:

$$\Gamma_i = -I + \sum_{j=1}^i A_j \quad \Pi = -I + \sum_{j=1}^k A_j \quad (6)$$

y se sustituyen en la ecuación (5), el modelo se convierte en un Vector de Corrección con la siguiente expresión analítica:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta P_{t-(k-1)} + \Pi P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (7)$$

O lo que es lo mismo:

$$\Delta P_t = \sum_{i=1}^j \Gamma_i \Delta P_{t-i} + \Pi P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Las matrices Γ_i recogen los ajustes dinámicos a corto plazo de las variables y Π informa sobre el largo plazo, y su rango es el número de relaciones de cointegración (r). A su vez, Π se descompone en el producto de otras dos matrices, λ y β de orden ($m \times r$), donde m es el número de variables, de tal forma que:

$$\Pi = \lambda \beta \quad (9)$$

donde β contiene los coeficientes de los vectores de cointegración y λ los parámetros de la velocidad de ajuste de las variables dependientes hacia el equilibrio a largo plazo.

Sustituyendo (9) en la expresión (7) se tiene:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta P_{t-(k-1)} + \lambda \beta P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (10)$$

donde el producto $\beta' P_{t-1}$ es estacionario.

If $(A_1 - I) P_{t-2}$ is added and subtracted from equation (3) on the right side and the terms are grouped, the result is:

$$\begin{aligned} \Delta P_t &= (A_1 - I) P_{t-1} - (A_1 - I) P_{t-2} + (A_1 - I) P_{t-2} + A_2 P_{t-2} \\ &\quad + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \\ &= (A_1 - I) P_{t-1} - (A_1 - I) P_{t-2} + (A_1 + A_2 - I) P_{t-2} + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \\ &= (A_1 - I) \Delta P_{t-1} + (A_1 + A_2 - I) P_{t-2} + \dots + A_k P_{t-k} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

Repeating this process k times, model (2) would be expressed in terms of the differences of the different delays:

$$\Delta P_t = (A_1 - I) \Delta P_{t-1} + (A_1 + A_2 - I) P_{t-2} + \dots + (A_1 + A_2 + \dots + A_k - I) P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5)$$

If new matrices are created:

$$\Gamma_i = -I + \sum_{j=1}^i A_j \quad \Pi = -I + \sum_{j=1}^k A_j \quad (6)$$

and they are substituted in equation (5), the model becomes a Correction Vector with the following analytical expression:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta P_{t-(k-1)} + \Pi P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Or, the same:

$$\Delta P_t = \sum_{i=1}^j \Gamma_i \Delta P_{t-i} + \Pi P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Matrices Γ_i gather the dynamic adjustments on the short term of variables and Π informs about the long term, and its range is the number of co-integration relations (r). In its turn, Π is broken down into the product of another two matrices, λ and β of the ($m \times r$) order, where m is the number of variables, such that:

$$\Pi = \lambda \beta \quad (9)$$

where β contains the coefficients of the co-integration vectors and λ the parameters of adjustment speed of the depending variables towards long-term equilibrium.

By substituting (9) in expression (7), there is:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta P_{t-(k-1)} + \lambda \beta P_{t-k} + \varepsilon_t \quad (10)$$

where the product $\beta' P_{t-1}$ is stationary.

To find out the number of co-integration vectors, Johansen (1988) suggest two statistical treatments, Trace and Likelihood

Para averiguar el número de vectores de cointegración, Johansen (1988) propone dos estadísticos, el de Traza y el de Likelihood ratio, basados en los autovalores, (v_i) de la matriz $\hat{\Pi}$. Analíticamente, se expresan como:

$$V_{Traza}(r) = -N \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{v}_i) \quad (11)$$

$$V_{LR}(r, r+1) = -N \ln(1 - \hat{v}_{r+1}) \quad (12)$$

donde v_i son los autovalores, r es el número de relaciones de cointegración y N es el número total de observaciones.

Teniendo en cuenta la variable precios de (España (ES), Francia (FR), Italia (IT), EE.UU. y Argentina (ARG), la ecuación (1) para el mercado europeo e internacional se muestra, respectivamente, como las expresiones (13) y (14):

$$\begin{aligned} IES_t &= A_{10} + A_{11}IES_{t-1} + A_{12}IES_{t-2} + A_{13}IFR_{t-1} + A_{14}IFR_{t-2} \\ &\quad + A_{15}IIT_{t-1} + A_{16}IIT_{t-2} + A_{17}F_1 + A_{18}F_2 + \varepsilon_{1t} \\ IFR_t &= A_{20} + A_{21}IES_{t-1} + A_{22}IES_{t-2} + A_{23}IFR_{t-1} + A_{24}IFR_{t-2} \\ &\quad + A_{25}IIT_{t-1} + A_{26}IIT_{t-2} + A_{27}F_1 + A_{28}F_2 + \varepsilon_{2t} \\ IIT_t &= A_{30} + A_{31}IES_{t-1} + A_{32}IES_{t-2} + A_{33}IFR_{t-1} + A_{34}IFR_{t-2} \\ &\quad + A_{35}IIT_{t-1} + A_{36}IIT_{t-2} + A_{37}F_1 + A_{38}F_2 + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} IES_t &= A_{10} + A_{11}IES_{t-1} + A_{12}IES_{t-2} + A_{13}IARG_{t-1} + A_{14}IARG_{t-2} \\ &\quad + A_{15}IEEUU_{t-1} + A_{16}IEEUU_{t-2} + A_{17}F_1 + A_{18}F_2 + \varepsilon_{1t} \\ IARG_t &= A_{20} + A_{21}IES_{t-1} + A_{22}IES_{t-2} + A_{23}IARG_{t-1} + A_{24}IARG_{t-2} \\ &\quad + A_{25}IEEUU_{t-1} + A_{26}IEEUU_{t-2} + A_{27}F_1 + A_{28}F_2 + \varepsilon_{2t} \\ IEEUU_t &= A_{30} + A_{31}IES_{t-1} + A_{32}IES_{t-2} + A_{33}IARG_{t-1} + A_{34}IARG_{t-2} \\ &\quad + A_{35}IEEUU_{t-1} + A_{36}IEEUU_{t-2} + A_{37}F_1 + A_{38}F_2 + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (14)$$

donde F_1 y F_2 son las variables ficticias y ε_t la perturbación aleatoria.

Los modelos (13) y (14) se reparametrizaron, siguiendo los pasos anteriores, en los VEC (15) y (16):

$$\begin{aligned} \Delta IES_t &= \lambda_{11} [\beta_{10} + \beta_{11}IES_{t-1} + \beta_{12}IFR_{t-1} + \beta_{13}IIT_{t-1}] + \varphi_{11}\Delta IES_{t-1} \\ &\quad + \varphi_{12}\Delta IES_{t-2} + \varphi_{13}\Delta IFR_{t-1} + \varphi_{14}\Delta IFR_{t-2} + \varphi_{15}\Delta IIT_{t-1} \\ &\quad + \varphi_{16}\Delta IIT_{t-2} + \varphi_{17}F_1 + \varphi_{18}F_2 + \varepsilon_{1t} \\ \Delta IFR_t &= \lambda_{21} [\beta_{10} + \beta_{11}IES_{t-1} + \beta_{12}IFR_{t-1} + \beta_{13}IIT_{t-1}] + \varphi_{21}\Delta IES_{t-1} \\ &\quad + \varphi_{22}\Delta IES_{t-2} + \varphi_{23}\Delta IFR_{t-1} + \varphi_{24}\Delta IFR_{t-2} + \varphi_{25}\Delta IIT_{t-1} \\ &\quad + \varphi_{26}\Delta IIT_{t-2} + \varphi_{27}F_1 + \varphi_{28}F_2 + \varepsilon_{2t} \\ \Delta IIT_t &= \lambda_{31} [\beta_{10} + \beta_{11}IES_{t-1} + \beta_{12}IFR_{t-1} + \beta_{13}IIT_{t-1}] + \varphi_{31}\Delta IES_{t-1} \\ &\quad + \varphi_{32}\Delta IES_{t-2} + \varphi_{33}\Delta IFR_{t-1} + \varphi_{34}\Delta IFR_{t-2} + \varphi_{35}\Delta IIT_{t-1} \\ &\quad + \varphi_{36}\Delta IIT_{t-2} + \varphi_{37}F_1 + \varphi_{38}F_2 + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (15)$$

ratio, based on auto-values (v_i) of the $\hat{\Pi}$ matrix. Analytically, they are expressed as:

$$V_{Traza}(r) = -N \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{v}_i) \quad (11)$$

$$V_{LR}(r, r+1) = -N \ln(1 - \hat{v}_{r+1}) \quad (12)$$

where v_i are auto-values, r is the number of co-integration relations and N the total number of observations.

Taking into account the price variable in Spain (ES), France (FR), Italy (IT), US and Argentina (ARG), equation (1) for the European and international market is shown, respectively, as expressions (13) and (14):

$$\begin{aligned} IES_t &= A_{10} + A_{11}IES_{t-1} + A_{12}IES_{t-2} + A_{13}IFR_{t-1} + A_{14}IFR_{t-2} \\ &\quad + A_{15}IIT_{t-1} + A_{16}IIT_{t-2} + A_{17}F_1 + A_{18}F_2 + \varepsilon_{1t} \\ IFR_t &= A_{20} + A_{21}IES_{t-1} + A_{22}IES_{t-2} + A_{23}IFR_{t-1} + A_{24}IFR_{t-2} \\ &\quad + A_{25}IIT_{t-1} + A_{26}IIT_{t-2} + A_{27}F_1 + A_{28}F_2 + \varepsilon_{2t} \\ IIT_t &= A_{30} + A_{31}IES_{t-1} + A_{32}IES_{t-2} + A_{33}IFR_{t-1} + A_{34}IFR_{t-2} \\ &\quad + A_{35}IIT_{t-1} + A_{36}IIT_{t-2} + A_{37}F_1 + A_{38}F_2 + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} IES_t &= A_{10} + A_{11}IES_{t-1} + A_{12}IES_{t-2} + A_{13}IARG_{t-1} + A_{14}IARG_{t-2} \\ &\quad + A_{15}IEEUU_{t-1} + A_{16}IEEUU_{t-2} + A_{17}F_1 + A_{18}F_2 + \varepsilon_{1t} \\ IARG_t &= A_{20} + A_{21}IES_{t-1} + A_{22}IES_{t-2} + A_{23}IARG_{t-1} + A_{24}IARG_{t-2} \\ &\quad + A_{25}IEEUU_{t-1} + A_{26}IEEUU_{t-2} + A_{27}F_1 + A_{28}F_2 + \varepsilon_{2t} \\ IEEUU_t &= A_{30} + A_{31}IES_{t-1} + A_{32}IES_{t-2} + A_{33}IARG_{t-1} + A_{34}IARG_{t-2} \\ &\quad + A_{35}IEEUU_{t-1} + A_{36}IEEUU_{t-2} + A_{37}F_1 + A_{38}F_2 + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (14)$$

where F_1 and F_2 are the fictional variables and ε_t the random perturbation.

Models (13) and (14) are re-parameterized, following the following steps, in VECs (15) and (16):

$$\begin{aligned} \Delta IES_t &= \lambda_{11} [\beta_{10} + \beta_{11}IES_{t-1} + \beta_{12}IFR_{t-1} + \beta_{13}IIT_{t-1}] + \varphi_{11}\Delta IES_{t-1} \\ &\quad + \varphi_{12}\Delta IES_{t-2} + \varphi_{13}\Delta IFR_{t-1} + \varphi_{14}\Delta IFR_{t-2} + \varphi_{15}\Delta IIT_{t-1} \\ &\quad + \varphi_{16}\Delta IIT_{t-2} + \varphi_{17}F_1 + \varphi_{18}F_2 + \varepsilon_{1t} \\ \Delta IFR_t &= \lambda_{21} [\beta_{10} + \beta_{11}IES_{t-1} + \beta_{12}IFR_{t-1} + \beta_{13}IIT_{t-1}] + \varphi_{21}\Delta IES_{t-1} \\ &\quad + \varphi_{22}\Delta IES_{t-2} + \varphi_{23}\Delta IFR_{t-1} + \varphi_{24}\Delta IFR_{t-2} + \varphi_{25}\Delta IIT_{t-1} \\ &\quad + \varphi_{26}\Delta IIT_{t-2} + \varphi_{27}F_1 + \varphi_{28}F_2 + \varepsilon_{2t} \\ \Delta IIT_t &= \lambda_{31} [\beta_{10} + \beta_{11}IES_{t-1} + \beta_{12}IFR_{t-1} + \beta_{13}IIT_{t-1}] + \varphi_{31}\Delta IES_{t-1} \\ &\quad + \varphi_{32}\Delta IES_{t-2} + \varphi_{33}\Delta IFR_{t-1} + \varphi_{34}\Delta IFR_{t-2} + \varphi_{35}\Delta IIT_{t-1} \\ &\quad + \varphi_{36}\Delta IIT_{t-2} + \varphi_{37}F_1 + \varphi_{38}F_2 + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned}
 \Delta IES_t &= \lambda_{11} [\beta_{10} + \beta_{11} IES_{t-1} + \beta_{12} IARG_{t-1} + \beta_{13} IEEUU_{t-1}] + \varphi_{11} \Delta IES_{t-1} \\
 &+ \varphi_{12} \Delta IES_{t-2} + \varphi_{13} \Delta IARG_{t-1} + \varphi_{14} \Delta IARG_{t-2} + \varphi_{15} \Delta IEEUU_{t-1} \\
 &+ \varphi_{16} \Delta IEEUU_{t-2} + \varphi_{17} F_1 + \varphi_{18} F_2 + \varepsilon_{1t} \\
 \Delta IARG_t &= \lambda_{21} [\beta_{10} + \beta_{11} IES_{t-1} + \beta_{12} IARG_{t-1} + \beta_{13} IEEUU_{t-1}] + \varphi_{21} \Delta IES_{t-1} \\
 &+ \varphi_{22} \Delta IES_{t-2} + \varphi_{23} \Delta IARG_{t-1} + \varphi_{24} \Delta IARG_{t-2} + \varphi_{25} \Delta IEEUU_{t-1} \\
 &+ \varphi_{26} \Delta IEEUU_{t-2} + \varphi_{27} F_1 + \varphi_{28} F_2 + \varepsilon_{2t} \\
 \Delta IEEUU_t &= \lambda_{31} [\beta_{10} + \beta_{11} IES_{t-1} + \beta_{12} IARG_{t-1} + \beta_{13} IEEUU_{t-1}] + \varphi_{31} \Delta IES_{t-1} \\
 &+ \varphi_{32} \Delta IES_{t-2} + \varphi_{33} \Delta IARG_{t-1} + \varphi_{34} \Delta IARG_{t-2} + \varphi_{35} \Delta IEEUU_{t-1} \\
 &+ \varphi_{36} \Delta IEEUU_{t-2} + \varphi_{37} F_1 + \varphi_{38} F_2 + \varepsilon_{3t}
 \end{aligned} \tag{16}$$

A partir de aquí se realizaron los contrastes de significación de los modelos estimados (15) y (16), debiendo hacer una corrección para el VEC (16), con las restricciones $\beta_{13}=0$, $\lambda_{31}=0$ y $\lambda_{21}=0$. Finalmente, se obtuvieron los resultados y conclusiones que se muestran en el epígrafe siguiente.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El análisis comenzó aplicando la prueba de Dickey Fuller (ADF) a las series de precios porque es condición necesaria de la Cointegración que las series muestren una raíz unitaria, es decir, que sean integradas de orden uno, I(1). Con la prueba ADF resultaron series no estacionarias en niveles, con una probabilidad superior a 0.05, pero estacionarias en primeras diferencias con una probabilidad inferior a 0.05 (Cuadro 3).

El siguiente eslabón era determinar el número de retardos del VAR. El Criterio de información de Hannan Quinn generó dos retardos con un valor de -10.46. Este resultado se corroboró con la prueba de exclusión de retardos de Wald, con una probabilidad de 0.0099.

Se estimó el modelo 13 y se comprobó que su especificación era la correcta, aplicando el contraste de Breusch-Godfrey y resultó un p-valor de 9.3 %. La siguiente tarea fue deducir la existencia de cointegración. El análisis estadístico confirmó la cointegración del modelo con ficticias y sin ellas, con un p-valor asociado al estadístico Traza de 0.0142 y 0.0005, respectivamente. Este aspecto indicaba que antes del 2003 el mercado europeo del maíz ya estaba integrado. Aunque mejoró su situación porque la probabilidad asociada al test de Johansen del modelo con ficticias era 1 % superior, lo que confirmaba la hipótesis inicial que un proceso de apertura comercial favorece la integración de mercados. Así, el estudio se centró en el modelo con ficticias.

$$\begin{aligned}
 \Delta IES_t &= \lambda_{11} [\beta_{10} + \beta_{11} IES_{t-1} + \beta_{12} IARG_{t-1} + \beta_{13} IEEUU_{t-1}] + \varphi_{11} \Delta IES_{t-1} \\
 &+ \varphi_{12} \Delta IES_{t-2} + \varphi_{13} \Delta IARG_{t-1} + \varphi_{14} \Delta IARG_{t-2} + \varphi_{15} \Delta IEEUU_{t-1} \\
 &+ \varphi_{16} \Delta IEEUU_{t-2} + \varphi_{17} F_1 + \varphi_{18} F_2 + \varepsilon_{1t} \\
 \Delta IARG_t &= \lambda_{21} [\beta_{10} + \beta_{11} IES_{t-1} + \beta_{12} IARG_{t-1} + \beta_{13} IEEUU_{t-1}] + \varphi_{21} \Delta IES_{t-1} \\
 &+ \varphi_{22} \Delta IES_{t-2} + \varphi_{23} \Delta IARG_{t-1} + \varphi_{24} \Delta IARG_{t-2} + \varphi_{25} \Delta IEEUU_{t-1} \\
 &+ \varphi_{26} \Delta IEEUU_{t-2} + \varphi_{27} F_1 + \varphi_{28} F_2 + \varepsilon_{2t} \\
 \Delta IEEUU_t &= \lambda_{31} [\beta_{10} + \beta_{11} IES_{t-1} + \beta_{12} IARG_{t-1} + \beta_{13} IEEUU_{t-1}] + \varphi_{31} \Delta IES_{t-1} \\
 &+ \varphi_{32} \Delta IES_{t-2} + \varphi_{33} \Delta IARG_{t-1} + \varphi_{34} \Delta IARG_{t-2} + \varphi_{35} \Delta IEEUU_{t-1} \\
 &+ \varphi_{36} \Delta IEEUU_{t-2} + \varphi_{37} F_1 + \varphi_{38} F_2 + \varepsilon_{3t}
 \end{aligned} \tag{16}$$

From this, significance contrasts were carried out with the estimated models (15) and (16), and a correction for VEC (16) was necessary, with restrictions $\beta_{13}=0$, $\lambda_{31}=0$ and $\lambda_{21}=0$. Finally, the results and conclusions that are shown in the following section were obtained.

RESULTS AND DISCUSSION

The analysis began by applying the Dickey Fuller (ADF) test to the price series because it is a necessary condition of Co-integration that the series show a unitary root, that is, that they are integrated in the order of one, I(1). With the ADF test, the result was non-stationary series in levels, with a probability over 0.05, but stationary in first differences with a probability lower than 0.05 (Table 3).

The following link was to determine the number of delays in VAR. The Hannan Quinn Information Criterion generated two delays with a value of -10.46. This result was corroborated with the Wald delay exclusion test, with a probability of 0.0099.

Model (13) was estimated and it was proven that its specification was the correct one, applying the Breusch-Godfrey contrast and resulting in a p-value of 9.3 %. The following task was to deduce the existence of co-integration. The statistical analysis confirmed the model's co-integration, both with fictional variables and without them, with a p-value associated to the Trace statistical treatment of 0.0142 and 0.0005, respectively. This aspect indicated that before 2003 the European maize market was already integrated. Although its situation improved because the probability associated to the Johansen test in the model with fictional was 1 % higher, confirming the initial hypothesis that a process of commercial openness favors market integration. Thus, the study was centered on the model with fictional.

Cuadro 3. Propiedades de la serie precios.
Table 3. Properties of the price series.

Variables	Probabilidad test Dickey-Fuller	
	Niveles	1ª diferencias
ES (€ t ⁻¹)	0.705	0
FR (€ t ⁻¹)	0.688	0
IT (€ t ⁻¹)	0.711	0
EE.UU. (€ t ⁻¹)	0.94	0
ARG (€ t ⁻¹)	0.87	0

Se reparametrizó el modelo (13) como un VEC (16) con una ecuación de cointegración y sin tendencia porque, según Pulido y López (1999), las condiciones de equilibrio a largo plazo probablemente, no tengan tendencia. La significación de sus parámetros, β y λ , se muestra con el contraste de exclusión y de exogeneidad débil, respectivamente, (Cuadro 4).

El contraste de exclusión halló que los coeficientes de España (β_{11}) y Francia (β_{12}) fueron significativos pero no el de Italia (β_{13}) que estaba ausente en el equilibrio a largo plazo. Este es un resultado esperado cuando en un VEC participan los principales productores de maíz de la UE (Francia e Italia), y Francia es el abastecedor más importante de España, una conclusión similar a la de Boshnjaku *et al.* (2003) para el caso sectorial de la carne de ovino.

El contraste de exogeneidad débil mostró que los mercados de Italia (λ_{31}) y Francia (λ_{21}) cumplen la condición de exogeneidad, pero no España (λ_{11}), que fue el único que se ajustó endógenamente a los shocks producidos y era el mercado más dependiente. La estimación del coeficiente λ_{11} fue significativo (0.01), indicando que si el precio español se apartaba de la tendencia de largo plazo retornaría a su equilibrio a una velocidad de ajuste del 1 %. El resultado significativo solamente de la velocidad de ajuste española indica que este país es el único que se acoplaría al resto de mercados, lo cual se corrobora con lo dicho anteriormente. Estas deducciones son similares a las de Araujo-Enciso (2011) de que las regiones mexicanas más productoras colaboran menos en el proceso de cointegración del mercado maicero de México y EE.UU. Ben-Kaabia (2005) concluyó lo mismo al comparar el mercado francés con el español y destacar el papel de liderazgo de Francia.

En definitiva, España ya estaba integrada en el mercado maicero europeo antes de la Reforma de

Model (13) was re-parameterized as a VEC (16) with a co-integration equation and without tendency because, according to Pulido and López (1999), conditions for equilibrium in the long term probably do not have a tendency. The signification of their parameters β and λ is shown with the contrast of exclusion and of weak exogeneity, respectively (Table 4).

The contrast of exclusion found that the coefficients in Spain (β_{11}) and France (β_{12}) were significant, but not in Italy (β_{13}) which was absent from the long-term equilibrium. This is a result that is expected when the main maize producers from the EU (France and Italy) participate in a VEC, and France is the most important supplier for Spain, a similar conclusion than that presented by Boshnjaku *et al.* (2003) for the sectorial case of sheep meat.

The contrast of weak exogeneity showed that markets in Italy (λ_{31}) and France (λ_{21}) fulfill the condition of exogeneity, but not Spain (λ_{11}), which was the only one that adjusted endogenously to the shocks produced and was the most dependent market. Estimation of the λ_{11} coefficient was significant (0.01), indicating that if the Spanish price was different from the long-term tendency it would return to its equilibrium at an adjustment speed of 1 %. The significant result only of Spanish adjustment speed indicates that this country is the only one that would be coupled to the rest of the markets, which is corroborated with what was previously mentioned. These deductions are similar to those by Araujo-Enciso (2011) that Mexican regions that produce more collaborate less in the process of maize market co-integration in México and the US. Ben-Kaabia (2005) concluded the same when comparing the French market with the Spanish one and highlighting the leadership role of France.

Definitely, Spain was already integrated into the European maize market before the CAP Reform,

Cuadro 4. Contrastes de significación VEC(16).
Table 4. Significance contrasts VEC(16).

Contraste de Exclusión β		Contraste de Exogeneidad λ	
Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad
β_{11}	0.000089	λ_{11}	0.009
β_{12}	0.000124	λ_{21}	0.16
β_{13}	0.963994	λ_{31}	0.8

la PAC, pero le benefició dicho proceso. Lo mismo ocurrió en el mercado maicero de China al seguir las recomendaciones de la OMC e iniciar un proceso de integración con otros mercados internacionales como EE.UU. y Corea (Rozelle, 2003), o la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte con México que según Motamed *et al.* (2008) favoreció la integración.

La Reforma de la PAC en el mercado internacional también contribuyó a la mayor integración de su mercado maicero. Los países donde se focalizó la integración en el mercado internacional fueron el principal país en peso de importaciones intracomunitarias de la UE (España), EE.UU. y Argentina. Las pruebas de Dickey Fuller indicaron que todas las series eran integradas de orden uno (Cuadro 3). El retardo óptimo fue de orden 2 según el Criterio de Hannan Quinn (valor de -11.40) y la prueba de exclusión de retardos de Wald, con una probabilidad de 0.077. La especificación del modelo VAR (expresión 14) fue la adecuada según el contraste de Breusch-Godfrey con un $p=0.843$.

La prueba de Trazas del modelo sin ficticias no evidenció cointegración con un $p=0.1856$. La prueba para el modelo con ficticias mostró lo contrario: la Reforma de la PAC de 2003 al caso del mercado español en el mercado internacional maicero ($p=0.0056$). Estos resultados coinciden Mela y Canali (2012) quienes muestran que tras la Reforma Fischler el mercado del cereal europeo, sobre todo el del maíz y del trigo, se integran en los mercados internacionales.

Se reparametrizó la expresión (14) y resultó el VEC (16). El contraste de exclusión de β reveló que Argentina (β_{12}) y EE.UU. (β_{13}) eran muy significativas, pero no España (β_{11}) (Cuadro 5). España no formaba parte del espacio de cointegración, lo mismo con otros países de la UE, como Francia que no forma parte del espacio de cointegración al cual pertenece EE.UU. (Mela y Canali, 2012). La razón es la posición de líder de EE.UU. que condiciona a otros países por acontecimientos que sólo deberían afectar a él. Un ejemplo es la subida de precios del maíz en EE.UU., de octubre del 2007 a mayo del 2008, marcó indirectamente la dinámica de los precios de Francia y de Brasil (Ledebur y Schmitz, 2009).

En el caso de los parámetros α (Cuadro 5), sólo los correspondientes a los precios español y estadounidense se puede considerar no significativos al 5 %, lo que indicaría que son precios débilmente exógenos.

but this process benefited it. The same occurred in China's maize market when following WTO recommendations and beginning a process of integration with other international markets such as the US, and Korea (Rozelle, 2003), or with the signature of the North American Free Trade Agreement which, according to Motamed *et al.* (2008), favored integration.

The CAP Reform also contributed to a greater integration in the international maize market. The countries where integration was focalized in the international market were the main country in intra-community import weight in the EU (Spain), the US and Argentina. The Dickey Fuller tests indicated that all the series were integrated in the order of 1 (Table 3). The optimal delay was of the order of 2, according to the Hannan Quinn Criterion (value of -11.40) and the Wald delay exclusion test, with a probability of 0.077. Specification of the VAR model (expression 14) was adequate, according to the Breusch-Godfrey contrast with a $p=0.843$.

The Trace test of the model without fictional evidenced non-co-integration with a $p=0.1856$. The test with the model with fictional showed the contrary: the CAP 2003 Reform in the case of the Spanish market in the international maize market, with a ($p=0.0056$). These results coincide with Mela and Canali (2012), who showed that after the Fischler Reform the European cereal market, particularly maize and wheat, is integrated into the international markets.

Expression (14) was re-parameterized and resulted in VEC (16). The contrast of exclusion of β showed that Argentina (β_{12}) and the US (β_{13}) were very significant, but not Spain (β_{11}) (Table 5). Spain was not part of the co-integration space, as was the case with other countries of the EU, like France that was not part of the space of co-integration to which the US belongs (Mela and Canali, 2012). The reason is the leader position of the US, which conditions the other countries through events that should only affect the former. An example is an increase in maize prices in the US, from October 2007 to May 2008, which indirectly marked the dynamics of prices in France and Brazil (Ledebur and Schmitz, 2009).

In the case of α parameters (Table 5), only those that correspond to the Spanish and United States prices can be considered non-significant at 5 %, which would indicate that these prices are weakly

Dicho de otra forma, estos dos precios no están influenciados por shocks entre ellos ni provenientes de Argentina, pero si guardan relación, resultado que parece ser consistente con el esperado, porque EE.UU. es líder mundial del mercado del maíz, y España es el principal importador de la UE. Además, EE.UU. es el principal país internacional que vende maíz a España con lo cual es normal que entre ambos precios guarden relación en la direccionalidad EE.UU. hacia España.

En definitiva, la hipótesis planteada al principio de la influencia positiva de la Reforma de la PAC de 2003 en la UE en la integración del mercado del maíz se cumple. Y esta verificación obtenida va en la misma línea de los planteamientos reflejados en otros estudios relacionados con este mercado y con medidas dirigidas a una intervención menor de los mercados y un proceso de liberalización comercial; en la UE es el caso de Mela y Canali (2012) con la Reforma de 1992. También con estudios de otras zonas de la geografía mundial se han producido decisiones de liberalización del comercio, como los de Rozelle (2003) con el análisis de integración del sector del maíz, con motivo de la anunciada entrada de China en la OMC, el de Ramírez y Cuéllar (2009) a propósito de la firma del Tratado de Libre Comercio entre la República Dominicana, Centroamérica y los EE.UU. o el de Araujo-Enciso (2011) que analiza la integración derivada de la firma del tratado de México con Estados Unidos.

CONCLUSIONES

El mercado maicero europeo está integrado en el mercado internacional tras la Reforma de la PAC de 2003, además de mejorar el grado de integración intracomunitario. Se confirma la hipótesis de que un cambio de la política agraria de menor intervención de los mercados y un proceso de liberalización comercial debe afectar positivamente a la integración de mercados.

En el sector del maíz y en la UE, la integración no se produce totalmente por la vía de los principales productores. Francia también es referente geográfico más independiente de la conformación interior del mercado comunitario, Italia se desvincula de Francia en el equilibrio de precios a largo plazo, y España es un país dependiente de lo que ocurre en Francia y en EE.UU. e incrementa su participación en la integración internacional.

Cuadro 5. Contrastes de significación modelo internacional.
Table 5. International model of significance contrasts.

Contraste de Exclusión β		Contraste de Exogeneidad λ	
Coefficiente	Probabilidad	Coefficiente	Probabilidad
β_{11}	0.426	λ_{11}	0.27
β_{12}	0	λ_{21}	0.011
β_{13}	0	λ_{31}	0.38

exogenous. In other words, these two prices are not influenced by shocks among them or by those from Argentina, but they do have a relation, result that seems to be consistent with what was expected, because the US is world leader in the global maize market and Spain is the main importer in the EU; in addition, the US is the main international country that sells maize to Spain, with which it is normal that prices have a relation between them in the direction of US towards Spain.

Definitely, the hypothesis set out at the beginning, of a positive influence of the CAP 2003 Reform on the EU in maize market integration, is fulfilled. And this verification obtained goes in the same direction as the suggestions reflected in other studies related with this market and with measures directed at a lesser intervention of markets and a process of trade liberalization; in the EU it is the case of Mela and Canali (2012) with the 1992 Reform. Also, with studies referred to other zones of the world geography where there have been decisions of trade liberalization, such as Rozelle's (2003) with the analysis of the maize sector integration on the occasion of the announcement of China's entry into the WTO, Ramírez and Cuéllar's (2009) referring to the signature of the Free Trade Agreement between the Dominican Republic, Central America and the US, or Araujo-Enciso's (2011) which analyzes the integration derived from the trade agreement signature between México and the United States.

CONCLUSIONS

The European maize market is integrated into the international market after the CAP 2003 Reform, in addition to improving the degree of intra-community integration. The hypothesis that a change in agricultural policy of less market intervention and a process of trade liberalization should positively affect market integration is confirmed.

En el ámbito intracomunitario, los países con mayor producción europea y más autosuficientes son los más reacios a colaborar en el proceso de integración. Así, Francia no comparte el proceso para obtener un equilibrio de precios en el largo plazo en la UE.

El proceso de desacoplamiento de las ayudas a los cereales, oleaginosas y proteaginosas, y particularmente al maíz fue positiva para la liberación de intercambios en el sector, a pesar del cambio de uso y destino de parte significativa de la producción de maíz a etanol, así como un periodo de inestabilidad y turbulencias en la variabilidad de precios derivada de los procesos especulativos en los mercados de futuros y de la actual crisis económica.

En el mercado interno europeo, la menor incidencia en la cointegración interior se sitúa en la generación de economías de localización y efectos frontera como predominantes para conformar la base regional del comercio europeo. Esta base productiva y comercial se protege frente a la inestabilidad e incertidumbre generada en EE.UU., del dinamismo comercial hacia otras zonas del mundo y de Argentina y Brasil como países emergentes. Fue razonable sustentar la tesis que con la Reforma de la PAC, en la misma dirección que la propuesta para 2014, se gana en integración del sector del maíz de la UE en el ámbito mundial.

LITERATURA CITADA

- Araujo-Enciso, R. 2011. Análisis de transmisión de precios entre los mercados de maíz mexicanos y el mercado estadounidense: métodos lineales y no lineales. *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros* 229: 39-78.
- Ben-Kaabia, M. 2005. Relaciones dinámicas y predicción de precios en el complejo agroganadero en Aragón. Ed. Fundación Economía Aragonesa. 56 p.
- Boshnjaku, L., M. Ben-Kaabia, y J. M. Gil 2003. Transmisión de precios en los mercados regionales de ovino en España. *Economía Agraria y Recursos Naturales* 3: 71-103.
- Dercon, S. 1995. On market integration and liberalization: Method and application to Ethiopia. *J. Devel. Studies* 32: 112-143.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55: 251-276.
- Fiess, N., and D. Lederman 2004. Mexican corn: The effects of NAFTA. WTO Trade Note 18, Washington. 7 p.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *J. Econ. Dyna. Control* 12: 231-254.
- Ledebur, O., and J. Schmitz 2009. Corn Price Behavior-Volatility transmission during the boom on futures Markets. Paper prepared for presentation at the 113th EAAE Seminar "A resilient European food industry and food chain in

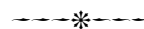
In the maize sector and in the EU. Integration is not totally produced via the principal producers. France is also a geographical reference that is more independent from the interior conformation of the community market, Italy is decoupled from France in the long-term price equilibrium, and Spain is a country that depends on what happens in France and the US and increases its participation in the international integration.

In the intra-community scope, countries with higher European production and more self-sustainable, are more reluctant to collaborate in the integration process. Thus, France does not share the process of obtaining long-term price equilibrium in the EU.

The decoupling process from supports for cereals, oleaginous and proteaginous, and particularly maize, was positive for the liberalization of exchanges in the sector, in spite of the change in use and destination of a significant part of the maize production to ethanol, as well as a period of instability and turbulence in the variability of prices derived from speculative processes in the future markets and from the current economic crisis.

In the internal European market, the slightest incidence in interior co-integration is situated in the generation of localization economies and border effects as predominant, to conform the regional basis of European commerce. This productive and commercial basis is protected in face of instability and uncertainty generated in the US, of the commercial dynamism towards other zones in the world, and of Argentina and Brazil as emerging countries. It was reasonable to sustain the thesis that with the PAC Reform, in the same direction of the proposal for 2014, there is a gain in the EU maize sector integration into the global scope.

—End of the English version—



- a challenging world", Chania, Crete, Greece, dateas in: September 3. 13 p.
- Mela, G., and G. Canali 2012. EU and World Agricultural Markets: Are they more integrated after the Fischler Reform?. Paper prepared for the 123rd EAAE Seminar Price volatility and farm income stabilization Modelling Outcomes and Assessing Market and Policy Based Responses Dublin, February 23-24. 17 p. http://ageconsearch.umn.edu/bits-tream/122480/2/MELA_2.pdf. (Access: September 2012).

- Motamed, M., A. Foster, and W. Tyner 2008. Applying cointegration and error correction to measure trade linkages: maize prices in the United States and Mexico. *Agric. Econ.* 39: 29-39.
- Pulido S.R., A. y A. López G. 1999. *Predicción y Simulación Aplicada a la Economía y Gestión de Empresas*. Ed. Pirámide, Madrid. 732 p.
- Ramírez S., D. y J.A. Cuéllar A. 2009. Centroamérica: efecto de la integración con Estados Unidos sobre el mercado regional del maíz. Un análisis espacial de precios. *Serie estudios y perspectivas* 111. Ed. CEPAL. México. 64 p.
- Rozelle S. 2003. *After Accession to the WTO: Corn Trade Within China and Between China and the Rest of the World*. ED. US Grains Council. 65 p.