Integración espacial de los mercados mayoristas de manzanas del mercosur

Dra. Ana I. Sanjuán / Dr. José M. Gil* / Ing. Mario L. Leskovar**

El estudio de las relaciones espaciales de precios contribuye a explicar el funcionamiento de los mercados y su grado de integración. Esta cuestión es relevante en aquellos países inmersos en un proceso de integración económica en tanto que será indicativa de los logros alcanzados en materia de armonización de precios y de eficiencia en el funcionamiento global de los mercados. En este artículo, se analizan los precios de manzanas en el escalón mayorista, en los países del MERCOSUR, en el período 1984-1997. El estudio se aborda empíricamente mediante la estimación de modelos de corrección del error (MCE), donde se analizan conjuntamente los vínculos a largo plazo y las interacciones dinámicas. Los resultados indican que la creación del MERCOSUR ha intensificado la integración entre los mercados mayoristas, si bien, todavía subsisten deficiencias graves en el proceso de transmisión de precios, de forma que la interdependencia en los precios es todavía débil.

The study of spatial price relationships helps to explain market performance and their degree of integration or isolation. The greater the degree of integration of specific markets, the more efficient is their joint interaction. Apple wholesale prices in the MERCOSUR countries are analyzed, in the period 1984-1997. An Error Correcion Model (ECM) is applied. Long-run linkages are considered together with a description of dynamic features. The results indicate that integration has increased since MERCOSUR agreement. Nevertheless, defficiencies in the price transmission mechanism persist and interdependence among prices is still weak.

1.Introducción:

El objetivo de este trabajo consiste en analizar si el proceso de integración económica que ha tenido lugar en el área del MERCOSUR ha favorecido la integración de los mercados agrícolas y, en concreto, el de las manzanas. El estudio se circunscribe al análisis de los precios en los mercados mayoristas más relevantes de Chile, Argentina, Brasil, Uruguay y Paraguay, en el período 1984-1997.

Todo proceso de integración conlleva la liberalización de los intercambios comerciales, con el objetivo final de incentivar la competitividad y la eficiencia. La eliminación de barreras al comercio debería favorecer el flujo de información entre mercados separados espacialmente y, en consecuencia, favorecer la armonización de precios para bienes homogéneos en todo el área. Tal y como postula la Ley del Precio Único (LOP), el diferencial de precios de un bien homogéneo en países distintos no puede superar el coste de transacción (transporte, fundamentalmente), en respuesta a las labores eficientes del arbitraje internacional. De no ser así, exis-

Revista Argentina de Economía Agraria
Nueva Serie, Volumen III
N° 1 / Otoño 2000

tiría una oportunidad de obtener beneficios que estaría siendo desaprovechada.

Tras ocho años desde la firma del tratado por el que se creó el MERCOSUR, cabe preguntarse si los esfuerzos institucionales llevados a cabo de cara a la consecución de una unión aduanera, en una primera etapa, se han visto reflejados en un mayor grado de integración de mercados específicos. Una integración débil significa que las señales emitidas por los precios no se están transmitiendo perfectamente entre países, por lo que se estarían generando distorsiones en la adopción de decisiones sobre producción y distribución que conducirían a una asignación ineficiente de los recursos. Cuanto mayor sea el grado de integración, mayor es la eficiencia global del conjunto de mercados.

Empíricamente, el análisis de esta cuestión se ha abordado en la literatura estudiando la interacción de los precios. Así, se considera que dos mercados están integrados cuando las variaciones en el precio de un país se traducen en cambios de la misma intensidad en el precio del otro país. Respuestas parciales o retardadas indicarían deficiencias en el mecanismo de transmisión de precios. Numerosas técnicas han ido surgiendo con este fin, si bien se pueden destacar los modelos VAR y la cointegración como los más difundidos. Mientras los primeros se centran en las características dinámicas de la transmisión de precios, la cointegración lo hace en la componente de largo plazo. En este trabajo, se compaginan ambas con el objeto de obtener una imagen más precisa de las complejas ligazones que se establecen entre los precios.

Para alcanzar el objetivo mencionado, el artículo se ha estructurado en los siguientes apartados. En la sección 2, se repasa el concepto de mercados integrados y la forma de abordar su análisis. En la sección 3, se describen los métodos utilizados en la aplicación empírica. En la sección 4 se presentan los resultados. El trabajo concluye con un apartado de conclusiones.

2. Integración espacial de mercados: consideraciones teóricas y empíricas

El libre flujo de mercancías e información, que subyace al concepto de mercados espacialmente integrados, lleva aparejado la interdependencia de los precios en los respectivos mercados. Este vínculo lo podemos contemplar tanto desde una perspectiva de largo plazo como en virtud de las relaciones dinámicas que se establecen en el corto plazo. De este modo, se espera que los precios de un bien homogéneo en mercados integrados sigan un patrón de evolución común a largo plazo, de forma que las desviaciones de esta senda de equilibrio sean únicamente transitorias. Desde una perspectiva dinámica, se entiende que en mercados integrados los cambios en el precio de un mercado deben reflejarse en cambios en el precio del resto de los mercados. En cualquier caso, la intensidad y la rapidez con la que se transmiten los cambios de precios se considera un buen indicador del grado de integración y de la eficiencia global de los mercados.

Desde un punto de vista metodológico, ambas acepciones de integración pueden analizarse conjuntamente mediante la estimación de un modelo de corrección del error (MCE), aunque en la literatura raramente han sido consideradas conjuntamente, siendo el trabajo de Goodwin *et al.*(1996) el pionero en este aspecto.

La corriente empírica más reciente emplea de manera exclusiva el concepto de cointegración para investigar la existencia de integración entre mercados de bienes homogéneos, ya sean regionales o internacionales (ej. Ardeni, 1989; Goodwin, 1992; Zanias, 1993; Silvapulle y Jayasuriya, 1994). La existencia de cointegración entre dos o más series de precios no estacionarias significa que una combinación lineal de ellos sí lo es y, por tanto, que los precios mantienen una relación de equilibrio a largo plazo, lo que puede interpretarse como un síntoma de que los respectivos mercados están integrados. Un coeficiente igual a 1 en la regresión bivariante de cointegración se interpreta como perfecta integración, en el sentido de que el cambio en el precio en un mercado se refleja en un cambio proporcional en el precio del otro mercado (Baffes, 1991; Goodwin y Schroeder, 1991b).

Algunos autores (Barrett, 1996; Goodwin *et al.*, 1996; Fackler, 1997) han advertido de las potenciales limitaciones de la cointegración como herramienta de análisis, extensibles a métodos previamente utilizados. En primer lugar, la no estacionariedad del coste de transacción conduciría al rechazo de la existencia de cointegración entre los precios aunque los mercados estuviesen efectivamente integrados; en segundo lugar, el movimiento conjunto de precios puede deberse a algún factor exógeno, como estacionalidad o inflación, y no a las actividades de los arbitradores; y, por último, la cointegración impone una relación lineal entre los precios que no es compatible con flujos de comercio discontinuos[1]. Algunos trabajos han intentado afrontar estos problemas (Sexton *et al.*., 1991; Baulch, 1997). Sin embargo, en tanto no existan datos fiables y periódicos sobre costes de transacción y flujos de comercio, prevalecerán los métodos de análisis basados exclusivamente en los precios.

Por otra parte, y a pesar del auge de este tipo de análisis, la mayoría de trabajos abordan el estudio de la integración únicamente entre parejas de mercados, ignorando, por tanto, la posibilidad de que los precios se determinen simultáneamente en varios mercados o la existencia de vínculos entre dos precios explicados por un tercero. Al considerar la interacción conjunta de varios precios es posible obtener una representación más precisa de los vínculos que ligan a los mismos en el largo plazo.

No obstante, el estudio de la integración a largo

plazo no informa de la rapidez con la que se ajustan los mercados ante las condiciones cambiantes del entorno y ante cambios en los precios de los mercados colindantes; ni de la relativa influencia que ejerce cada mercado en la formación de los precios de los restantes, aspectos interesantes a la hora de evaluar el funcionamiento de cada mercado en relación con los vínculos que establece con el resto de los mercados y, en consecuencia, la eficiencia global del conjunto.

Las funciones impulso-respuesta (FIR) y la descomposición de la varianza del error de predicción (VEP), obtenidas a partir de modelos VAR, son las herramientas adecuadas para explicar los elementos señalados. Los modelos VAR se caracterizan porque todas las variables son consideradas endógenas y dependen de su propio pasado y del pasado del resto de las variables del sistema, recogiendo, por tanto, todas las interrelaciones dinámicas entre ellas. La aplicación de modelos VAR al estudio de la integración de mercados (ej. Schroeder y Goodwin, 1990; Goodwin y Schroeder, 1991a) fue abandonado tras la aparición de la cointegración y de la advertencia inherente sobre la pérdida de información en que se incurre al tratar de soslayar el problema de la no estacionariedad de los precios mediante la diferenciación. No obstante, en virtud del teorema de representación de Granger y de avances econométricos más recientes, es posible conjugar ambos tipos de herramientas en un modelo común.

En la siguiente sección se explica el MCE utilizado en la aplicación empírica, profundizando en consideraciones económicas y econométricas sobre el largo plazo derivadas de la estimación de un modelo multivariante, e incidiendo en las modificaciones que la presencia de cointegración impone sobre la estimación de las FIR y la descomposición de la VEP.

3. Marco econométrico

El enfoque econométrico consta de dos etapas. En primer lugar, se analizan los vínculos a largo plazo entre los precios en un contexto dinámico y multivariante mediante el procedimiento de cointegración de Johansen (1988). Esta primera etapa, no sólo permite conocer en mayor profundidad las relaciones entre los precios a largo plazo sino que, además, es esencial en la correcta especificación del MCE utilizado como punto de partida en la fase posterior, donde se estudian las relaciones dinámicas entre los precios mediante las FIR y la descomposición de la VEP.

Relaciones entre los precios a largo plazo

El punto de partida es la especificación de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR):

$$Y_t = \mu + \Psi D_t + A_1 Y_{t-1} + \ldots + A_p Y_{t-p} + u_t \quad [1]$$

donde Y_t es un vector de k variables (ej. series de precios en cada mercado); μ es la constante; D_t son variables determinísticas (ej. ficticias estacionales); u_t el vector de perturbaciones aleatorias niid $(0,\Sigma\upsilon)$; A_i es una matriz kxk de parámetros (i=1,...,p), siendo p el número de retardos.

Un VAR de dimensión k como el expuesto en [1] puede reformularse en un MCE:

$$\Delta Y_t = \mu + \Psi D_t + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} - \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [2]$$

donde Γ_i es una matriz kxk de parámetros a corto plazo; Π es una matriz kxk de parámetros a largo plazo; y ε_t el vector de perturbaciones aleatorias niid$(0,\Sigma)$. Si las series de precios en Y_t son integradas de orden 1 [I(1)], la expresión [2] estará equilibrada sólo si las series están cointegradas, es decir, si ΠY_{t-1} es estacionario. La hipótesis de cointegración se formula en términos del rango (r) de la matriz Π. El rango r define el número de vectores de cointegración existentes entre la variables contenidas en Y_t.. Si r=k, todas las variables son estacionarias, mientras que si el rango es 0, la matriz Π no contiene ninguna información sobre el largo plazo y no existe cointegración. En el primer caso, lo correcto sería especificar un VAR en niveles y, en el segundo, en diferencias. Finalmente, si 0<r<k, existen r combinaciones lineales estacionarias entre los precios. Johansen(1988) desarrolla dos estadísticos para contrastar el rango de cointegración: λ_{max} y λ_{trace}.

Este procedimiento permite, además, descomponer la matriz Π en dos matrices de orden kxr, tales que $\Pi = \alpha\beta'$. Las columnas de α representan la velocidad de ajuste de cada precio ante desequilibrios transitorios y las de β representan los coeficientes a largo plazo en cada vector de cointegración.

Contraste de hipótesis sobre los parámetros β e Identificación

La presencia de cointegración es un indicador inicial de la existencia de integración entre los mercados a largo plazo, ya que implica que los precios no pueden moverse independientemente. Sin embargo, el grado de integración, esto es, la intensidad del vínculo entre mercados, dependerá del número de vectores de cointegración y de los valores de los parámetros a largo plazo (i.e. coeficientes de los vectores en β). Goodwin (1992) señala que un número elevado de vectores apoya en mayor medida el concepto de precio único y, por tanto, de la integración de mercados a largo plazo. El máximo grado de integración se alcanzará cuando r=k-1, es decir, cuando todos los precios comparten una tendencia común. No obstante, cualquier combinación de los vectores de cointegración también es una relación de equilibrio. Por ello, es preciso identificar cada vector o, en otras palabras, obtener parámetros únicos con el objeto de dotarles de significado económico.

Dicha identificación se consigue mediante la imposición de restricciones sobre cada vector de cointegración, las cuales deben fundamentarse en argumentos económicos. En el marco de la integración de mercados, estos pueden ser la "integración perfecta" (o completa transmisión de los cambios de precios en el largo plazo); liderazgo o exclusión de algún mercado en la formación de precios.

Se entiende que existe perfecta integración entre dos mercados cuando cambios en el precio de uno de ellos genera un cambio de idéntica proporción en el precio del otro mercado. En un contexto multivariante, la relación de equilibrio a largo plazo puede expresarse como:

3 $$W_t = \beta' Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{i=k} \beta_i P_{i,t}$$

En el caso concreto en que k es igual a dos, la integración perfecta exige $\beta 1=1$ (Goodwin and Schroeder, 1991b). Es decir, el vector de cointegración es $(1,-\beta 1) = (1,-1)$. La hipótesis equivalente para $k>2$ se convierte entonces en:

4 $$H_0: \sum_{i=1}^{i=k} \beta_i = 0$$

No obstante, hay que matizar que el cumplimiento de dicha condición debe interpretarse como un resultado que favorece un elevado grado de integración pero en ningún caso es condición suficiente, ya que, tal y como se ha mencionado antes, el número de vectores de cointegración resulta determinante para discernir esta cuestión, de manera que una integración perfecta requeriría un rango de cointegración r igual a k-1.

Asimismo, siempre es posible detectar vínculos más estrechos entre parejas de precios en un vector de cointegración. De este modo, se puede formular la hipótesis de perfecta integración entre el mercado "i" y el "j" del siguiente modo:

5 $$H_0: \beta_i = -\beta_j \quad (i \neq j) \qquad (H_0: \beta_i + \beta_j = 0)$$

Para conseguir la identificación, es necesario imponer una serie de restricciones sobre cada uno de los vectores de cointegración mediante la formulación de matrices de restricciones Hj y Rj. Las hipótesis individuales adoptan la siguiente expresión general:

6 $$H_0: \begin{array}{l} \beta^j = H_j \varphi_j \\ R_j' \beta^j = 0 \end{array} \qquad j=1,\ldots,r$$

donde la matriz H_j es de orden $k \times s_j$, siendo s_j el número de parámetros sin restringir en el vector de cointegración j; R_j es de orden $k \times k_j$, siendo k_j el número de restricciones impuestas en el vector j, tal que: $k = s_j + k_j$. Ambas matrices son ortogonales, es decir: $R_j' H_j = 0$.

Johansen y Juselius (1994) proporcionan la siguiente condición de identificación genérica para un conjunto de restricciones $(R_1,\ldots,R_r)$:

7 $$\text{rango}\,(R_j' H_{j1},\ldots, R_j' H_{jm}) \geq m$$
$$m = 1,\ldots,r-1$$
$$1 \leq j_1 \leq \ldots \leq j_k \leq r \qquad \text{(excluyendo j)}$$

Si se satisface la condición [7] para un j específico, significa que las restricciones en R_j identifican el vector β_j y, por tanto, sus parámetros son únicos. Dicho de otra manera (Johansen y Juselius, 1994): "...no es posible que una combinación lineal de los vectores $\beta^2,\ldots,\beta^r$ se parezca o pueda ser confundida con el vector β^1".

Relaciones dinámicas entre los precios

Las funciones impulso-respuesta (FIR) y la descomposición de la varianza del error de predicción (VEP) sintetizan las interrelaciones dinámicas que se dan entre las series de precios. La VEP h-períodos hacia adelante se descompone en las contribuciones de las innovaciones de cada variable del sistema. La descomposición de la VEP da cuenta de la fuerza relativa de las interrelaciones entre las variables, posibilitando su caracterización en términos de exogeneidad y endogeneidad. Así, una variable es exógena al sistema si un porcentaje elevado de su VEP viene explicada por su propia innovación. Por el contrario, una variable es endógena cuando su propia innovación explica un porcentaje pequeño de aquélla para diferentes horizontes temporales. Por su parte, las FIR permiten trazar la respuesta de una variable ante un impulso en otra variable del sistema en cada momento del tiempo. Dicha reacción se puede interpretar en términos de causalidad, de manera que si una variable responde ante el impulso o shock sufrido por otra significa que la segunda causa a la primera (Lütkepohl, 1993).

Ambas herramientas se obtienen a partir de la conversión de un modelo VAR en niveles en su representación medias móviles (MA), donde Yt se expresa en función del presente y pasado de las innovaciones o errores:

8 $$Y_t = \nu + \phi_0 u_t + \phi_1 u_1 + \ldots = \nu \sum_{i=0}^{\infty} + \phi_i u_{t-i}$$

Los parámetros en este modelo (ϕi) se calculan recursivamente a partir de las matrices A_i en [1] (Lütkepohl, 1993). Cuando existe cointegración, éstas a su vez se obtienen a partir de las matrices Γ_i y Π correspondientes al MCE estimado en [2] y con la restricción impuesta sobre el número de vectores de cointegración, según la siguiente equivalencia:

9 $$A_1 = I_k + \Gamma_1 - \Pi; \; A_i = \Gamma_i - \Gamma_{i-1}$$
$$i = 2,\ldots, p-1; \; A_p = -\Gamma_{p-1}$$

Para evitar problemas interpretativos derivados de la correlación contemporánea existente entre las innovaciones (u_t) en la representación MA, éstas se ortogonalizan (w_t). Así, la matriz inicial de varianzas y covarianzas Σ_u se transforma en la identidad ($\Sigma_w = I_k$). Aplicando la descomposición de Choleski se obtienen una matriz P, triangular inferior, tal que se cumple $c\ \Sigma_u (p^{-1})' = I_k$ y $W_t = p^{-1} u_t$. Post-multiplicando los parámetros iniciales ϕ_i por P se obtienen las respuestas ortogonalizadas Θ_i:

$$Y_t = \nu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i P P^{-1} u_{t-i} = \nu + \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i w_t \quad (10)$$

El elemento (j,m) de la matriz Θ_i representa la respuesta en el período i de la variable j ante un *shock* igual a una desviación típica en la variable m.

Dado que las innovaciones w_t están incorrelacionadas y su varianza es la unidad, la descomposición de la VEP, h períodos hacia adelante, de la variable P_t^j es:

$$VEP[P_t^j(h)] = E[P_{t+h}^j - P_t^j(h)]^2 = \sum_{m=1}^{k} (\Theta_{jm,0}^2 + \Theta_{jm,h-1}^2) \quad (11)$$

donde $P_t^j(h)$ es la predicción, h-períodos hacia adelante, de P_{t+h}^j. El cociente entre la expresión entre paréntesis y el sumatorio total, multiplicado por 100, es el porcentaje de la VEP de la variable j, h períodos hacia adelante, explicado por las innovaciones en la variable m.

4. Aplicación Empírica [2]

Datos

Los precios de manzana utilizados en la aplicación empírica provienen de los registros estadísticos de mercados mayoristas situados en las capitales de los países integrantes del MERCOSUR: Argentina, Brasil, Uruguay y Paraguay. Asimismo, se ha incorporado también al análisis los precios de Chile, país asociado desde 1986, y con un notable peso en los mercados internacionales de manzana. Se trata de precios mensuales, expresados en dólares por 100 kg. El período total de análisis abarca desde enero de 1984 hasta diciembre de 1997. No obstante, dado que la firma del tratado de Asunción por el que se creó el MERCOSUR data de marzo de 1991, se ha decidido llevar a cabo el análisis para dos subperíodos: 1984-1990 y 1991-1997. Con ello se pretende averiguar si la creación de la unión aduanera ha generado cambios en las relaciones espaciales entre los precios de los distintos países. Para las subsiguientes etapas del estudio, las series de precios han sido transformadas en logaritmos. Las series de precios se denominarán por la abreviatura del país al que se refieren: precio de Chile (Ch); Argentina (Arg); Brasil (Br); Uruguay (Ur); y Paraguay (Par).

Especificación del modelo

La formulación de modelos con series temporales debe partir de un conocimiento preciso sobre la estacionariedad o no de las series individuales, ya que este aspecto tiene consecuencias inmediatas sobre la validez del modelo. Para discernir esta cuestión, se llevaron a cabo los contrastes de raíces unitarias, Dickey-Fuller Aumentado (DFA) y Phillips-Perron (PP), sobre las dos submuestras, complementándose el análisis con las funciones de autocorrelación (FAC). Para ambos subperiodos se obtuvo que todas las series eran integradas de orden uno [I(1)][3], lo que ha obligado a plantearse los modelos de transmisión de precios, a largo y corto plazo, haciendo uso de la cointegración y modelos de corrección del error.

El análisis empírico parte de la formulación de un MCE, como el expuesto en [2]. Se han estimado dos modelos, uno para cada subperíodo, que incluye las cinco series de precios. De este modo, se pretende analizar conjuntamente la interacción de todos los precios sin omitir ningún posible vínculo. Entre los elementos determinísticos incluidos en los modelos se ha considerado una constante en el espacio de cointegración, que se puede interpretar como el coste de transacción, asumiendo que éste supone una proporción constante del precio a lo largo del tiempo. Asimismo, dada la periodicidad mensual de las series, se han incluido once variables ficticias estacionales centradas en la estructura a corto plazo del MCE. Para seleccionar el número de retardos (p), se ha utilizado el Criterio de Información de Akaike (AIC), aplicado sobre modelos VAR en niveles, con un número de retardos que abarca desde 1 hasta 12. Este criterio ha seleccionado un número de retardos igual a dos.

Rango de cointegración

Se ha contrastado el rango de cointegración en cada uno de los sistemas, mediante los estadísticos λ_{max} y λ_{TRAZA}. Para comprobar la consistencia de los resultados, se contrastó el rango de cointegración en modelos que tan sólo diferían en el número de retardos. No obstante, dado que éstos eran coincidentes para retardos alternativos, se muestran en la Tabla 1 tan sólo aquellos obtenidos para el número de retardos seleccionado en la etapa anterior.

Ambos estadísticos apuntan hacia la existencia de un vector de cointegración en el primer subperíodo y dos en el segundo. A la vista de las consideraciones expuestas en el apartado 3, se puede concluir en esta fase del estudio que los mercados de manzana de los países estudiados han estado integrados a largo plazo desde 1984, si bien, el mayor número de relaciones de equilibrio detectadas en el segundo período sugiere que los lazos de integración se han intensificado tras la creación del MERCOSUR. En cualquier caso, todavía no se puede hablar del logro de la integración plena ya que el número de vectores de cointegración no es cuatro (k-1).

Tabla N° 1
Contraste sobre el rango de cointegración.

	1984 - 1990		1991 - 1997		VC (10%)	
Ho:l=	λ_{max}	λ_{TRAZA}	λ_{max}	λ_{TRAZA}	λ_{max}	λ_{TRAZA}
0	43,84*	90,10*	49,40*	105,26*	31,66	71,86
1	23,17	46,26	28,77*	55,86*	25,56	49,65
2	13,07	23,09	14,85	27,08	19,77	32,00
3	5,69	10,01	8,77	12,23	13,75	17,85
4	4,32	4,32	3,47	3,47	7,52	7,52

[a] *Los valores críticos se han tomado de Osterswald-Lenum (1992)*

Tabla N° 2
Contrastes sobre el espacio de cointegración [a]

	1984 - 1990 [b]		1991 - 1997 [c]	
	Ho: $\beta i=0$ [d]	Ho: $\alpha i=0$ [d]	Ho: $\beta i=0$ [d]	Ho: $\alpha i=0$ [d]
Ch	17,67*	6,54*	7,10*	0,46
Arg	5,63*	8,08*	21,70*	23,05*
Br	5,79*	3,56*	8,87*	12,28*
Ur	0,70	1,76	8,70*	1,08
Par	7,04*	1,76*	7,31*	23,48*
Ho: $\sum_{i=1}^{k} \beta i=0$	20,65*		25,25*	
	Ho: $\beta i = -\beta j$ [g] [c]	Ho: $\beta i = -\beta j$ [c]	Ho: $\beta i = -\beta j$ [e]	
Ch - Arg	22,23*	16,18*	19,54*	
Ch - Br	23,38*	20,61*	6,57*	
Ch - Ur[f]	------	------	5,82	
Ch - Par	15,48*	8,18*	13,21*	
Arg - Br	2,72	2,70	9,32*	
Arg - Ur[f]	------	------	23,16*	
Arg - Par	12,14*	10,79*	22,29*	
Br - Ur[f]	------	------	1,51	
Br - Par	0,77	0,05	9,68*	
Ur - Par[f]	------	------	4,57	

[a] *Un asterisco indica rechazo de la hipótesis nula al 5%*
[b] *El valor crítico al 5% es 3,84, correspondiente a una* χ^2_1
[c] *El valor crítico al 5% es 5,99, correspondiente a una* χ^2_2
[d] *El sufijo i hace referencia a la variable listada en la misma fila de la primera columna*
[e] *El sufijo i hace referencia a la primera variable y el j a la segunda, en la pareja listada en la misma fila de la primera columna*
[f] *En el primer subperíodo no se contrasta esta hipótesis ya que previamente se ha obtenido la nulidad del parámetro β asociado al precio de Uruguay*
[g] *Se impone como restricción adicional la nulidad del parámetro β asociado al precio de Uruguay.*

Contrastes sobre los parámetros a largo plazo

En la Tabla 2 se presentan los resultados de los contrastes sobre la significatividad individual de los parámetros de las matrices β (Ho: $\beta i=0$) y a (Ho: $\alpha i=0$). Asimismo, se ha contrastado la nulidad de la suma de coeficientes (Ho: $\Sigma\beta i=0$), cuyo cumplimiento podría interpretarse como un resultado que apoya un elevado grado de integración a largo plazo. Por último, se ha contrastado la proporcionalidad entre parejas de parámetros βi (Ho: $\beta i=-\beta j$), con el fin de averiguar si existe perfecta transmisión de precios entre parejas de precios.

En el primer subperíodo, el parámetro b asociado al precio de Uruguay es nulo, por lo que dicho precio no participa en el vector de cointegración. En el segundo período, por el contrario, todos los parámetros son significativamente distintos de cero y, por tanto, los precios de los cinco mercados intervienen en el espacio de cointegración.

La exclusión de un precio del espacio de cointegración se podría interpretar como una falta de integración entre este mercado y el resto, en el sentido de que este precio evolucionaría en el largo plazo desligado de los demás. Por el contrario, la significatividad de todos los precios en el espacio de cointegración significa que no se puede prescindir de ninguno de ellos en todos los vectores de cointegración simultáneamente, lo que no obsta para que un precio en un vector en concreto resulte no significativo. Este último aspecto se podrá apreciar con mayor claridad en la fase de identificación del largo plazo que se aborda más adelante.

En los contrastes sobre significatividad individual de los parámetros ai hallamos varios precios débilmente exógenos. Las variables débilmente exógenas respecto al espacio de cointegración no reaccionan ante desequilibrios transitorios en el largo plazo. Este comportamiento se puede interpretar como un mayor grado de autonomía o independencia con la que operan los mercados, de manera que los niveles de sus precios sí influyen en el resto de los precios, a través de su pertenencia al espacio de cointegración pero, sin embargo, no se ven afectados por los niveles de aquéllos en el corto plazo. Por otra parte, un parámetro αi igual a cero se puede interpretar en términos de ausencia de

causalidad a largo plazo en la ecuación i.

En el primer subperíodo los precios de Uruguay y Paraguay no reaccionan ante desequilibrios en el largo plazo, indicando que estos mercados evolucionan teniendo más en cuenta los determinantes de corto que los de largo plazo. Por el contrario, el mercado de Chile no puede desvincularse de la pauta a largo que marcan sus principales competidores en los mercados internacionales. Esta situación cambia drásticamente tras la firma de la creación de la unión aduanera. La eliminación progresiva de los aranceles internos permite al mercado chileno aprovechar su ventaja competitiva y liderar al resto de mercados del área, sin verse limitado por trabas al comercio.

La hipótesis sobre la nulidad de la suma de coeficientes se rechaza en ambos períodos lo que debe interpretarse como un indicador de ausencia de integración plena. Esta conclusión se ve apoyada por el rechazo de la hipótesis sobre perfecta integración entre todas las parejas, durante el primer subperíodo, y entre la mayoría de ellas, en el segundo. No obstante, cabe destacar que tras la creación del MERCOSUR los precios de Uruguay mantienen un estrecho vínculo a largo plazo con los de Chile, Brasil y Paraguay.

Identificación del espacio de cointegración

A continuación se han formulado restricciones sobre cada uno de los dos vectores de cointegración hallados en el segundo subsistema. Con ello se pretende obtener vectores identificados, con parámetros únicos, lo que permitirá tener un conocimiento más preciso y riguroso sobre las relaciones que ligan los precios a largo plazo.

Para ello, se parte de la formulación de matrices hipotéticas de parámetros (B), expuestas en la Tabla 3. Así, en B_1 se trata de averiguar si es posible asociar el primer vector a los precios de los países integrantes del MERCOSUR, y el segundo tan sólo a los de Chile y Uruguay, mercados que previamente han aparecido como estrechamente vinculados. En B_2, se trata de averiguar si es posible asociar el precio chileno, en cada vector, a un grupo de mercados: Argentina y Brasil, en el primero; y Uruguay y Paraguay, en el segundo. Una vez definidas estas matrices de parámetros, se deben formular las matrices R y H de restricciones y comprobar los rangos exigidos por la condición de identificación expuesta en [8]. Por último, en el caso de que exista sobreidentificación (cuando el número de restricciones sea superior a r-1), se contrasta si las restricciones impuestas son consistentes con la estructura latente de los datos. Todos estos resultados se muestran en la Tabla 3.

Las dos restricciones impuestas tanto en B_1 y B_2 satisfacen la condición de identificación. Sin embargo, únicamente las relaciones formuladas en la matriz B2 son apoyadas por los datos. Es decir, en la primera relación de equilibrio a largo plazo el precio chileno aparece ligado al precio argentino y brasileño mientras que, en la segunda, a los dos restantes, lo que reafirma cierto liderazgo del mercado chileno.

Tabla N° 3
Identificación del espacio de cointegración.
1991-1997

H_{0i}	Vector	Ch	Arg	Br	Ur	Par	Rangos [a]	k_i [b]	RV [c]	VC (5%) [d]
B_1	1	0	*	*	*	*	$r_{12} = 1$	1	11,95*	$\chi^2_2 = 5,99$
	2	*	0	0	*	0	$r_{21} = 3$	3		
B_2	1	*	*	*	0	0	$r_{12} = 2$	2	4,72	$\chi^2_2 = 5,99$
	2	*	0	0	*	*	$r_{21} = 2$	2		

[a] *Adaptando las condiciones en [7] a r=2, las condiciones de identificación genérica son las siguientes:*

r_{12} ... rango $(R_1' H_2) \geq 1$ y r_{21} ... rango $(R_2' H_1)$

[b] k_i : *número de parámetros restringidos en el vector i*

[c] RV: *razón de verosimilitud que contrasta si las hipótesis con juntamente formuladas sobre cada uno de los vectores de cointegración, una vez comprobada su identificación, es coherente con la estructura de los datos*

[d] *El valor crítico se corresponde con una χ^2 de n grados de libertad, cuya expresión se recoge en Johansen y Juselius (1994)*

Relaciones dinámicas entre los precios

En el apartado anterior se obtuvo, para el primer subperíodo, un vector de cointegración y dos para el segundo. El siguiente paso consiste en reparametrizar estos modelos de corrección del error, con los elementos determinísticos y con el número de vectores de cointegración previamente seleccionados, en su equivalente modelo VAR en niveles, utilizando para ello la

equivalencia entre parámetros expuesta en [9]. A partir de éstos se han estimado las FIR y la descomposición de las VEP.

La matriz de varianzas y covarianzas de los residuos de los modelos VAR se ha diagonalizado utilizando la descomposición de Choleski. Previamente ha sido necesario decidir una ordenación de causalidad instantánea entre las variables. Dado que no existe ninguna orientación teórica al respecto, se ha probado con ordenaciones alternativas. Aunque las respuestas en las FIR y las proporciones de la VEP explicadas no coinciden en magnitud, las implicaciones que de su análisis se derivan son muy similares, por lo que únicamente presentamos en el texto los resultados obtenidos según la siguiente ordenación: Chile, Argentina, Brasil, Uruguay y Paraguay.

Función impulso-respuesta (FIR)

En el Gráfico 1 se muestran las respuestas de cada precio ante shocks inesperados en sí mismo y en el resto de precios, para el período pre-MERCOSUR y post-MERCOSUR, respectivamente (únicamente se presentan las más relevantes, correspondientes a las respuestas ante shocks en los principales mercados: Chile, Argentina y Brasil). Se han obtenido las respuestas entre uno y veinticuatro meses después de sufrido el shock. Las respuestas están ortogonalizadas, es decir, se han obtenido tras eliminar el efecto contemporáneo mediante la descomposición de Choleski. Por tanto, los shocks iniciales tienen una magnitud igual a una desviación típica. Para facilitar la interpretación, se han normalizado las respuestas, es decir, se han dividido por su correspondiente desviación típica. De esta manera, es posible comparar la magnitud de las respuestas. Si, además, tal y como es nuestro caso, las variables se expresan en logaritmos, éstas se pueden interpretar en términos porcentuales respecto a la magnitud inicial del shock. En los gráficos siguientes se ha marcado con un rombo negro aquellas respuestas significativas al 5%, habiendo sido necesario para ello estimar su desviación típica aplicando las fórmulas recogidas en Lütkepohl (1993).

Como rasgos generales, característicos de ambos períodos, se pueden destacar los siguientes:

1. Los shocks positivos en cualquiera de los precios provoca respuestas positivas en todos los precios del sistema en coherencia con los postulados teóricos. En aquellos casos donde no se cumple, las respuestas no son estadísticamente significativas.

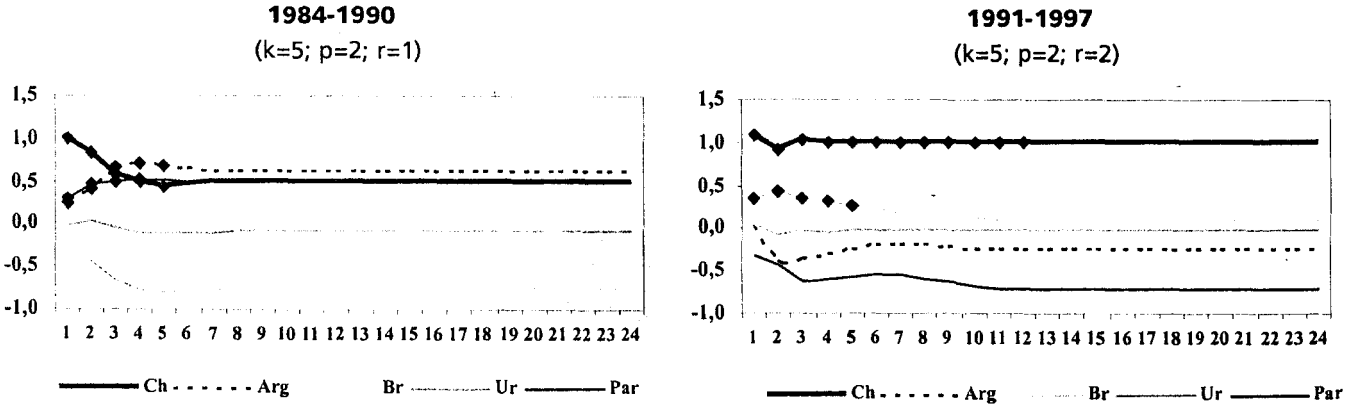
2. A diferencia de los sistemas estacionarios, en los que las respuestas tienden a aproximarse a cero al aumentar el lapso temporal que las separa del momento del shock, en los modelos de corrección del error dichas respuestas tienden a aproximarse a la posición de equilibrio, la cual puede estar alejada de cero.

3. Se observa un elevado número de respuestas no significativas. Entre las que lo son, no siempre tienen lugar de manera inmediata, requiriendo en ocasiones de hasta dos meses para que se manifiesten (p.ej. la respuesta de Brasil ante un shock en Argentina en el primer período; o la de este mismo precio ante un shock en Uruguay, en el segundo).

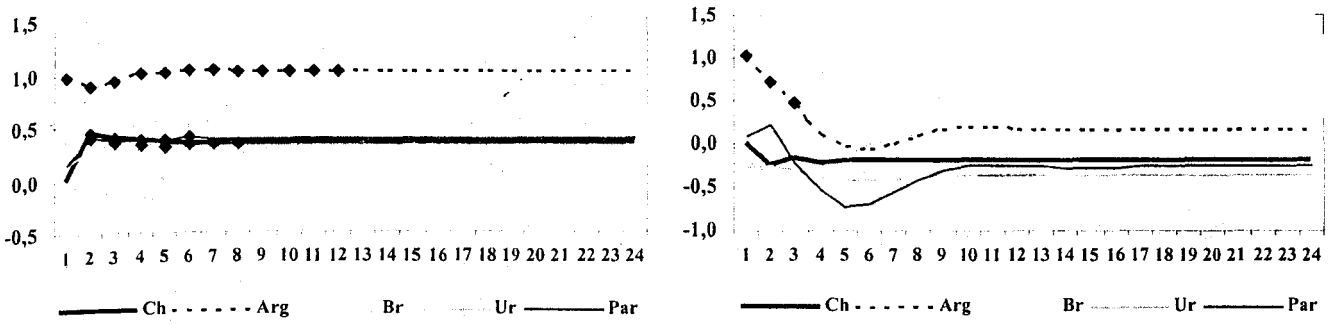
4. Las reacciones que se prolongan durante un período más dilatado se corresponden con las ocasionadas por shocks en el propio precio.

5. El precio de Paraguay ejerce una mínima influencia a corto plazo sobre el resto de los precios del sistema.

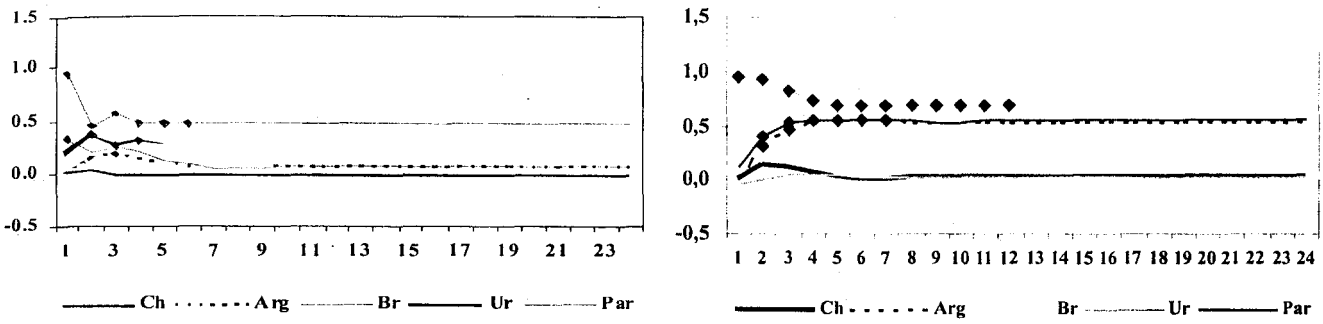
Gráfico 1
Respuestas ortogonalizadas y normalizadas.



a) Shock en el precio de Chile



b) Shock en el precio de Argentina



c) Shock en el precio de Brasil

Existen algunas diferencias notables entre ambos subperíodos que indican que el patrón de ajuste dinámico entre los precios se ha visto modificado como consecuencia de la creación de MERCOSUR.

La duración de las respuestas significativas se ha acortado notablemente en el segundo subperíodo (salvo en el caso del precio chileno). Así, por ejemplo, durante el primero las reacciones se prolongaban durante aproximadamente un año (año y medio en el caso de Uruguay), mientras que en el segundo el máximo, al margen de la excepción de Chile, se sitúa en los ocho meses (Uruguay), siendo lo más frecuente que las respuestas dejen de ser significativas a partir del tercer o cuarto mes.

A esto hay que añadir que las respuestas tienden a disminuir en intensidad más rápidamente. La excepción a ambos rasgos característicos del segundo período la constituye Chile: las respuestas ante sus propios shocks son significativas durante más de un año y mantienen la intensidad inicial del shock.

El peso específico de los precios, en cuanto a la influencia que ejercen sobre el resto de los precios del sistema, se ha visto modificado entre períodos. Así, en el primero, Argentina ocupa un lugar relevante: los shocks en este precio provocan respuestas significativas, prolongadas y permanentes en los precios de Brasil y Chile, al mismo tiempo que responde significativamente ante los shocks sufridos por éstos. A partir de 1991, sin embargo, pierde protagonismo en ambos aspectos. Las relaciones más estrechas se configuran en este período entre Chile y Brasil, y Uruguay y Brasil.

La existencia de reacciones significativas ante shocks inesperados en el resto de los precios evidencia que los mercados están integrados, si bien, el hecho de que ésta no sea la característica común de todos los precios indica, nuevamente, que persisten deficiencias en los procesos de transmisión de información. No obstante, a partir de 1991 se ha avanzado hacia la integración de mercados en tanto que los períodos de ajuste se han reducido.

Descomposición de la VEP

En la Tabla 4 se presenta la descomposición de la VEP para cada una de las variables, en los sistemas estimados para ambos períodos, en un horizonte de predicción máximo de 24 meses. Se ha utilizado la misma ordenación de causalidad contemporánea que en las FIR.

En ambos sistemas, conforme aumenta el horizonte temporal disminuye la importancia relativa de las innovaciones en la propia variable para explicar su VEP, permitiendo que el resto de variables aumente su cuota explicativa. Este comportamiento, común a todas las variables, es característico tanto de sistemas estacionarios como cointegrados (Lütkepohl, 1993).

Atendiendo a la proporción del VEP explicada por las innovaciones propias en horizontes temporales largos, se observa que los precios más exógenos, en el

período 1984-90, son los de Uruguay y Chile. Así, tras dos años, las innovaciones del precio uruguayo explican el 83% de su VEP, en tanto que las del precio chileno contribuyen en un 67%. Estos elevados porcentajes indican que las variaciones de estos precios vienen explicadas por su propio pasado más que por el pasado del resto de las variables. Por el contrario, el precio que aparece como más endógeno es el brasileño, dado que su innovación pasada explica un porcentaje menor (45%). No obstante, aún siendo mínima esta cifra, representa una proporción considerable, por lo que se puede afirmar que en el período 1984-1990 existe un considerable grado de exogeneidad en todos los precios, lo que apunta hacia una interdependencia limitada.

En el período 1991-97, todos los precios disminuyen su cuota de autoexplicación. Es decir, todas las series, salvo la chilena, han aumentado en endogeneidad y, por tanto, en el grado en que su propia evolución viene condicionada por la evolución del resto de los precios del área. En este período, los precios más endógenos son el paraguayo y el brasileño, cuyas innovaciones pasadas tan sólo explican un 17 y 26%, respectivamente, de su propia VEP. Este fenómeno debe interpretarse como una intensificación de los lazos de integración entre los mercados.

La única excepción a este comportamiento es, nuevamente, el precio chileno, que ha visto aumentar su nivel de exogeneidad. En efecto, desde 1991, el 95% de su propia varianza viene explicada por sus innovaciones pasadas, confirmando el resultado obtenido en la etapa del estudio a largo plazo y su interpretación como mercado líder. En el primer período, buena parte de la varianza del error del precio chileno venía explicada por innovaciones en el precio argentino. Esta interrelación desaparece en el segundo período.

El precio chileno explica proporciones significativas de la VEP del resto de las series en ambos períodos (salvo en Uruguay). No obstante, se aprecian algunos cambios, como son, en primer lugar, la pérdida notable de protagonismo en la explicación de la VEP del precio brasileño (en el horizonte 24, pasa de explicar un 46% a sólo un 4%), cuota explicativa que ganan los precios de Uruguay y Paraguay; y, en segundo lugar, un aumento considerable en la proporción de la VEP del precio de Paraguay, y en menor medida, del precio de Argentina, explicada por el precio de Chile.

Tabla N° 4
Descomposición de la varianza del error de predicción.

VEP en:	h[a]	Proporción de la VEP(%), h períodos hacia adelante, explicada por las innovaciones en: 1984 -1990						1991 -1997					
		DT[b]	Ch.	Arg.	Br.	Ur.	Par.	DT[b]	Ch.	Arg.	Br.	Ur.	Par.
Ch.	1	0,14	100	0	0	0	0	0,12	100	0	0	0	0
	6	0,26	73,91	19,42	1,11	1,76	3,81	0,28	95,80	3,23	0,02	0,30	0,64
	12	0,34	70,16	22,58	0,74	1,09	5,43	0,40	95,69	3,22	0,03	0,35	0,71
	24	0,45	67,43	24,89	0,49	0,63	6,57	0,57	95,56	3,27	0,03	0,39	0,76
Arg.	1	0,25	6,18	93,82	0	0	0	0,14	0,19	99,81	0	0	0
	6	0,76	23,09	61,08	13,59	2,04	0,20	0,21	18,38	72,64	3,12	2,99	2,88
	12	1,11	23,26	59,12	15,25	2,28	0,10	0,24	24,46	62,29	3,00	2,68	7,57
	24	1,59	23,44	58,15	15,98	2,38	0,05	0,29	33,45	49,64	2,90	1,84	12,17
Br.	1	0,14	10,98	0,10	88,92	0	0	0,12	11,77	3,80	84,43	0	0
	6	37,79	37,79	2,23	57,00	2,46	0,51	0,25	14,62	8,61	45,21	12,66	18,90
	12	43,49	43,49	3,09	49,41	3,45	0,56	0,38	7,42	4,49	32,58	28,92	26,60
	24	0,71	46,31	3,47	45,74	3,89	0,58	0,57	3,74	3,02	25,59	37,28	20,37
Ur.	1	0,17	0,05	2,14	0,10	97,71	0	0,20	0,16	7,59	2,97	89,29	0
	6	0,42	0,49	7,94	0,17	85,87	5,53	0,45	0,18	13,97	8,72	77,00	0,13
	12	0,59	0,61	8,47	0,15	84,19	6,58	0,64	0,12	15,16	8,46	76,19	0,08
	24	0,82	0,67	8,76	0,14	83,30	7,13	0,90	0,10	15,40	8,33	76,12	0,05
Par.	1	0,10	8,32	2,14	1,20	4,97	83,38	0,06	10,62	0,70	9,97	0,71	77,99
	6	0,30	15,58	8,50	16,29	0,68	58,95	0,16	27,17	21,93	3,94	0,39	46,57
	12	0,43	15,76	8,94	18,16	0,34	56,81	0,21	39,71	20,12	2,45	8,21	29,52
	24	0,61	15,90	9,13	19,05	0,18	55,74	0,29	50,89	14,30	1,44	16,31	17,07

[a]h: horizonte de predicción (meses)
[b]DT : desviación típica

Bibliografía

ARDENI, G. "*Does the Law of One Price Really Hold?*" American Journal of Agricultural Economics, N° 71, 1989, pág. 661-669.

BAFFES, J., "*Some Further Evidence on the Law of One Price: The Law of One Price Still Holds*", American Journal of Agricultural Economics, N° 73, 1991, pág. 1264-1273.

BARRET, C.B., "*Market Analysis Methods: Are Our Enriched Toolkits Well Suited to Enlivened Markets?*", American Journal of Agricultural Economics, N° 78, 1996, pág. 825-829.

BAULCH, B., "*Testing for Food Market Integration Revisited*", The Journal of Development Studies, N° 33, 1997, pág. 512-534.

FACKLER, P.L., *Spatial Price Analysis: A Mehodological Review*, Department of Agricultural and Resource Economics. North Carolina State University, mimeo, 1996.

GOODWIN, B.K., "*Multivariate Cointegration Tests and the Law of One Price: A Clarification and Correction*", Review of Agricultural Economics, N° 14, 1992, pág. 337-338.

GOODWIN, B.K. Y SCHROEDER, T.C., "*Price Dynamics in International Wheat Markets*" Canadian Journal of Agricultural Economics, N° 39, 1991a, pág. 237-254.

GOODWIN, B.K. Y SCHROEDER, T.C., "*Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets*", American Journal of Agricultural Economics, N° 73, 1991 b, pág 452-464.

GOODWIN, B.K, GRENNES, T.J. y McCURDY, C., *Spatial Price Dynamics and Integration in Russian Food Markets*, North Caroline State University, mimeo, 1996.

JOHANSEN, S., "*Statistical Analysis of Cointegration Vectors*", Journal of Economic Dynamics and Control, N° 12, 1988, pág. 231-254.

JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K., "*Identification of the Long-run and the Short-run Structure. An Application to the ISLM Model*", Journal of Econometrics, N° 63, 1994, pág.7-36.

LÜTKEPOHL, H., *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Second Edition, Springer-Verlag, Heidelberg, 1993.

OSTERWALD-LENUM, M., "*A Note with Fractiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases*", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, N° 50, 1992, pág. 461-472.

SCHROEDER, T.C. y GOODWIN, B.K., "*Regional Fed Cattle Price Dynamics*", Western Journal of Agricultural Economics,N° 15, 1990, pág. 111-122.

SEXTON, R.J., KLING, C.L. y CARMAN, H.F., "*Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition: Methodology and Application to U.S. Celery*", American Journal of Agricultural Economics, N° 73, 1991, pág. 568-580.

SILVAPULLE, P. y JAYASURIYA, S., "*Testing for Philippines Rice Market Integration: A Multiple Cointegration Approach*", Journal of Agricultural Economics, N° 45, 1994, pág. 369-380.

ZANIAS, G.P. "*Testing for Integration in European Community Agricultural Product Markets*", Journal of Agricultural Economics, N° 44, 1993, pág. 418-427.

5. Conclusiones

En este trabajo se describen las relaciones existentes entre los precios de manzana en los mercados mayoristas de los países integrantes del MERCOSUR. Se ha analizado si, tal y como cabría esperar, la creación del MERCOSUR ha intensificado la integración entre dichos mercados, lo que debería reflejarse en un mayor grado de interdependencia entre los precios respectivos. El análisis se aborda mediante la formulación de un modelo de corrección del error (MCE) multivariante, de manera que la visión de largo plazo aportada por la cointegración se complementa con las interrelaciones a corto plazo, descritas por las funciones impulso respuesta (FIR) y la descomposición de la varianza del error de predicción (VEP). El estudio se lleva a cabo para dos subperíodos: pre-Mercosur, 1984-1990; y post-Mercosur, 1991-1997.

Se puede afirmar que, la eliminación de trabas al comercio, puesta en práctica tras la creación del MERCOSUR de cara a la consecución de la unión aduanera, ha favorecido un mayor grado de integración entre los mercados considerados, lo que se pone de manifiesto tanto en la intensificación de los vínculos a largo plazo como en la mayor interdependencia detectada a corto plazo. La competencia espacial ha motivado una evolución más sincronizada entre los precios, los cuales mantienen relaciones de equilibrio estables y reaccionan ante cambios en los precios de sus socios comerciales. Asimismo, se ha producido una modificación en el patrón de interrelaciones, de manera que los grand países exportadores, Chile y Argentina, han ganado influencia en la determinación de los precios de los otros países, pasando Brasil, Uruguay y Paraguay a ser mucho más dependientes de la evolución de los precic de los otros mercados. Por último, es importante mencionar que Chile se ha consolidado como líder en el pr ceso de formación de precios en el MERCOSUR.

En cualquier caso, la integración no es plena, no pudiéndose hablar de un mercado único, con un preci representativo. El proceso de integración es largo y nc exento de dificultades, teniendo en la inestabilidad de nivel general de precios y de las monedas uno de los principales obstáculos. En este sentido, hay que recalc que la trasmisión de precios todavía es deficiente, de manera que las respuestas de los precios ante cambios en otros precios del área son parciales y lentas. En buena medida, el pasado del propio precio explica la mayor parte de su evolución, a lo que habría que añadir la notable diferencia entre los niveles de precic existente que, en buena lógica, no se explica exclusiva mente por el coste de transporte.

En definitiva, los precios de manzana en los mercados mayoristas reflejan una mejora en su eficiencia global pero ganancias sustanciales pueden y deben alcanzarse todavía.

Notas aclaratorias

*** Dra. Ana I. Sanjuán**
Profesora ayudante, Dto. Gestión de Empresas
Universidad Pública de Navarra - Pamplona - España
*** Dr. José M. Gil**
Investigador. Unidad de Economía Agraria
Servicio de Investigación Agroalimentaria
Diputación General de Aragón - Zaragoza - España
*** Ing. Mario L. Leskovar**
Profesor Departamento de Economía Agraria
Facultad de Ciencias Agrarias
Universidad del Comahue - Cinco Saltos
(Río Negro) - Argentina

1. Nótese que el segundo argumento es más proba ble que se dé en mercados regionales mientras que el tercero exige la existencia de fuertes y frecuentes perturbaciones en la demanda y oferta.

2. Los tests de cointegración se efectuaron con el paquete estadístico CATS. Los análisis sobre relaciones dinámicas mediante el diseño de procedimientos en GAUSS.

3. Los resultados están a disposición de los interesac