

Evolución de precios agrarios percibidos y pagados por el agricultor en España (2000-2009)

The evolution of agrarian prices received and paid by the farmers in Spain (2000-2009)

María Encarnación Andrés Martínez
José Luis Alfaro Navarro
Víctor Raúl López Ruiz

Originales: Recepción: 07/04/2011 - Aceptación: 09/06/2012

RESUMEN

La evolución de los precios de los alimentos en años recientes se ha evaluado en numerosos estudios considerando: el análisis de los márgenes comerciales y la evolución temporal de los precios, si bien, la mayoría de ellos centrados en la óptica del consumidor. En este artículo se analizó la evolución temporal de los precios de los alimentos en España en el período 2000-2009 desde el punto de vista del agricultor y ganadero. Concretamente se utilizó información relacionada con los precios percibidos, precios pagados y el índice de precios de consumo (IPC), y con técnicas de análisis de series temporales se analizó la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre las series. Los resultados reflejan una relación de equilibrio a largo plazo entre: los precios percibidos y pagados; el IPC y los precios percibidos. Las principales conclusiones muestran que, a pesar de los desequilibrios existentes a corto plazo, a largo plazo los precios percibidos y pagados tienden a una situación de equilibrio. Un elemento importante en la evolución del IPC lo constituyen los precios percibidos por los productos en el sector primario. Sin embargo, la fijación de los precios de los insumos (pagados) en el sector primario; lejos de regirse en el largo plazo por la evolución del IPC; no muestra una relación significativa con dicho indicador.

ABSTRACT

The recent evolution of the foods prices has been evaluated in several studies considering: the commercial margins analysis and the prices temporal evolution although more of them have been developed using the consumer optics. In this paper, the temporal evolution of the foods prices in Spain has been analysed in the period 2000-2009 considering the farmer optics. Concretely, information in relation with the prices received by the farmers, the prices paid by them and the consumer price index (CPI) has been used. Then, using a time series analysis, the long run relationships between series have been analysed. The results show a long run balance between the prices received and paid by the farmer and between the CPI and the received prices. The main conclusions show that, in spite of the existing imbalances in the short term, in the long term the received and paid prices tend to a balance situation. An important element in the evolution of the CPI is the prices received by the products in the primary sector. Nevertheless, the inputs price fixation in the primary sector in the long term does not show a significant relationship with the CPI.

Palabras clave

precios percibidos • precios pagados • índice de precios de consumo • series temporales • cointegración

Keywords

prices received by the farmer • prices paid by the farmer • consumer price index • time series • cointegration

INTRODUCCIÓN

La evolución de los precios de los alimentos ha llevado a distintas administraciones y asociaciones agrarias a intentar controlarlos. En el Plan de Actuación en Comercio Interior 2004-2008 se establecía la necesidad de incrementar la transparencia de los procesos de formación de precios y proporcionar información a los consumidores (5).

Además, asociaciones agrarias y de consumidores como COAG (Coordinadora de Organizaciones de Agricultores y Ganaderos), CEACCU (Confederación Española de Amas de Casa, Consumidores y Usuarios) y UCE (Unión de Consumidores de España) publican el IPOD (Índice de Precios en Origen y Destino de los alimentos). Es un indicador que se calcula usando una media aritmética sin ponderar la diferencia entre precios de origen y destino de 25 productos, y permite a los consumidores conocer cómo se mueven los precios en la cadena agroalimentaria.

Los consumidores resultan perjudicados por la evolución de los precios agrarios porque coexisten situaciones de precios bajos en origen con altos precios en destino. Los agricultores cada vez perciben precios más bajos por sus productos, mientras que pagan cada vez más por los insumos utilizados en su actividad. Así, los agricultores perciben bajos precios por sus productos, pero los precios de los consumidores finales no están acordes con dichos precios (7, 15).

Los estudios empíricos sobre la evolución de los precios agrarios se basan en la relación entre precios en origen y destino y se dividen en dos grandes grupos basados: en el análisis de la evolución de los márgenes comerciales (1, 5, 17) y en el análisis de series temporales (2, 3, 4). Estos últimos están centrados en el análisis de la evolución del precio de productos concretos y en la evolución de los precios desde el punto de vista del consumidor.

Esta investigación se centró en la óptica del agricultor o ganadero y se usó la información de los precios percibidos y pagados por los agricultores y ganaderos de la encuesta de precios percibidos, pagados y salarios publicada en 2010 por el Ministerio de Medio Ambiente, y Medio Rural y Marino (14), para efectuar un análisis de la evolución temporal de dichos precios.

Utilizando técnicas econométricas de análisis de series temporales se estudió la evolución a largo plazo de los precios agrarios desde la óptica del productor y se analizó la relación existente entre estos y los índices: general de precios (IPC) y para alimentos sin elaboración.

MATERIALES Y MÉTODOS

Materiales

El Ministerio de Medio Ambiente, y Medio Rural y Marino (14), con la colaboración de las Comunidades Autónomas, elabora la encuesta de precios percibidos, pagados y salarios¹, la cual incluye el cálculo de índices de precios; el de precios percibidos, con base en 2005, se publica mensualmente considerando dos grandes bloques:

1. Productos vegetales: agrícolas y forestales. Este grupo incluye: cereales, leguminosas, patatas, cultivos industriales y forrajeros, cítricos, frutas no cítricas (frutas frescas y secas), hortalizas, vino y mosto, aceite, semillas, flores y plantas ornamentales.
2. Productos animales: ganado para abasto (vacuno, ovino, caprino, porcino, aves y conejos) y productos ganaderos (leche, huevos y lana).

La integración de estos dos grandes grupos (vegetales y animales) da lugar al índice general.

Dicho Ministerio también publica mensualmente el índice de precios pagados considerando dos grandes bloques:

1. Bienes y servicios de uso corriente, incluyendo: semillas y plantones, fertilizantes, alimentos de ganado, protección fitopatológica, tratamientos zoonosarios, conservación y reparación de maquinaria, conservación y reparación de edificios, energía y lubricantes, material y pequeño utillaje y gastos generales. La unión de estos da lugar al índice general de bienes y servicios de uso corriente (INPUT I).
2. Bienes de inversión: maquinaria y otros bienes de equipo y obras de inversión. La combinación de estos dos índices da lugar al índice general de bienes de inversión (INPUT II).

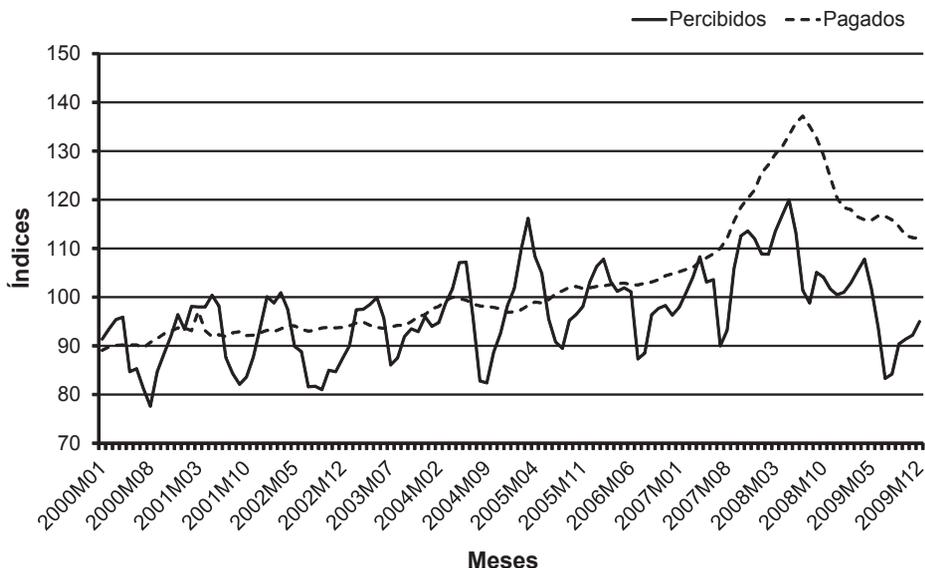
La integración de los grupos INPUT I y II da lugar al índice general de precios pagados (14).

En esta investigación se utilizó información de los índices de precios: percibidos general ($IPPer_{general}$), percibidos para productos vegetales y animales ($IPPer_{vegetal}$, $IPPer_{animal}$) y pagados ($IPPag$) desde enero de 2000 hasta diciembre de 2009. A través del cociente entre los índices de precios percibidos y pagados se obtuvo un ratio para analizar la evolución del margen de maniobra existente en el desarrollo de la actividad agraria y ganadera.

$$\text{Ratio percibido/pagado} = \frac{\text{Índice precios percibidos}}{\text{Índice precios pagados}}$$

1 Una descripción más detallada de los elementos considerados en la encuesta puede encontrarse en: http://www.mapa.es/estadistica/pags/PreciosPercibidos/Metodologia_B2005.pdf

La figura 1 muestra la evolución mensual de los precios percibidos y pagados por los agricultores y ganaderos para el periodo analizado, existiendo una mayor dispersión en los precios pagados que en los percibidos. La desviación típica de la serie de precios pagados es de 12,13 mientras que en el caso de los percibidos es 8,8.



Fuente: Elaboración propia.

Source: Own elaboration.

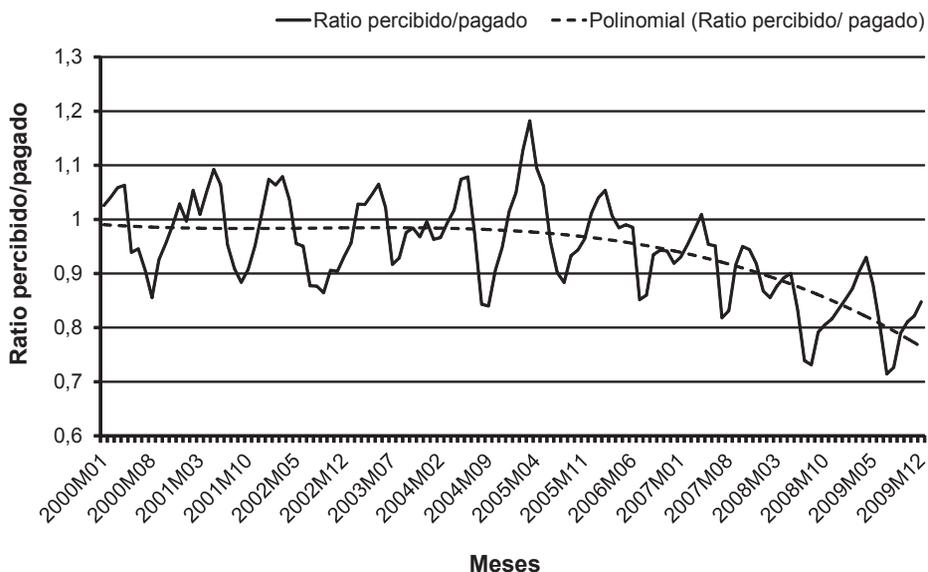
Figura 1. Evolución de los precios percibidos y pagados.

Figure 1. Evolution of prices received and paid.

El valor medio alcanzado por el índice de precios pagados en el período analizado es superior en más de siete puntos al de los precios percibidos (100,6 frente a 93,2). Sin duda, existen dos aspectos relevantes en la comparativa de las series:

- Por un lado, la tendencia distinta mostrada al final del período por las dos series, ya que si bien la serie de precios percibidos tiende a aumentar, los precios pagados tienden a disminuir. Esta puede ser una buena noticia para los agricultores si a lo largo de 2010 las dos series consiguen, por lo menos, equilibrarse.
- Por otro lado, desde principios de 2008 la diferencia entre las series se ha acentuado, alcanzando un valor máximo en agosto de 2008 cuando la distancia entre el índice de precios pagados y percibidos fue superior al 36,3% (135,1 frente a 98,8%). Esta situación debe tenerse muy en cuenta y corregirse lo antes posible, ya que de lo contrario se verá seriamente afectada la rentabilidad del sector agrario español ante el aumento de costes experimentado sin verse compensado por un aumento de los precios percibidos. Esta situación llevó a definir un ratio que compare los precios percibidos con los pagados.

De esta forma, en la figura 2 se presenta la evolución de dicho ratio junto con un ajuste de tendencia de tipo polinómico de orden cuatro ($y = 1E-08x^4 - 3E-06x^3 + 0,0003x^2 - 0,0072x + 1,031$ con $R^2 = 0,4564$) para mostrar la tendencia registrada por dicho ratio. La mayor presencia de valores inferiores a 1 tiene lugar en la segunda mitad de cada año, mientras que durante el primer semestre tradicionalmente los valores del ratio son superiores a 1, es decir, el índice de precios percibidos se encuentra por encima del de pagados. Además, en agosto y septiembre se repiten los mayores valores del índice de precios pagados, situación que sin duda resulta interesante para agricultores y ganaderos a la hora de llevar a cabo su planificación de cobros y pagos.



Fuente: Elaboración propia.

Source: Own elaboration.

Figura 2. Evolución del ratio índice de precios percibido *versus* pagado.
Figure 2. Evolution of the ratio index of prices received *versus* paid.

Si se tiene en cuenta la tendencia, se advierte que el comportamiento es más o menos estable alrededor de 1 hasta principios del 2005. Sin embargo, esta situación cambió de forma radical a finales de 2005 mostrando desde ese momento una clara tendencia hacia abajo, situación agudizada con el inicio de la crisis económica a principios de 2008.

Una vez recogida y analizada la información relacionada con los índices de precios percibidos y pagados por los agricultores y ganaderos, la investigación se apoyó en el índice de precios de consumo (IPC) para ver hasta qué punto existe una relación a largo plazo entre las series. Además, se consideró el IPC determinado para los productos sin elaborar, un indicador más relacionado con el sector primario y que permite establecer una relación de cointegración más significativa con las variables consideradas.

Métodos

Una vez analizada la información, junto con el índice general de precios (IPC) y el índice de precios para alimentos sin elaborar (IPC_{se}), se examinó si estas variables evolucionan conjuntamente a largo plazo, es decir, si existe una relación de cointegración entre las variables. Se utilizaron técnicas econométricas para estudiar la convergencia de las series. Los contrastes de raíces unitarias permiten analizar la posible convergencia, ya que esta puede ser interpretada como un comportamiento constante o estacionario. En este sentido, los contrastes de raíces unitarias más utilizados son los de Fuller (11) y Dickey & Fuller (8), que consideran un proceso autorregresivo de primer orden (AR(1)):

$$y_t = \mu + \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde:

y_t = variable de interés

y_{t-1} = variable retardada un periodo

μ = término constante

ε_t = considerado un ruido blanco

Si $|\rho| \geq 1$, y_t es una serie no estacionaria y la varianza de y_t aumenta a lo largo del tiempo. Si $|\rho| < 1$, y_t es una serie estacionaria. Así, la hipótesis de estacionariedad debe ser evaluada contrastando si el valor absoluto de ρ es estrictamente menor que uno. Los contrastes de raíces unitarias generalmente verifican la validez de la hipótesis nula $H_0: \rho = 1$ frente a la alternativa $H_1: \rho < 1$. Se considera que un proceso AR(1) tiene una raíz unitaria si $\rho = 1$, mientras que se considera estacionario si $\rho < 1$. Para contrastar la hipótesis anterior, el contraste DF especifica la ecuación [1] de la siguiente forma:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [2]$$

donde:

$\alpha = \rho - 1$

En este caso, las hipótesis nulas y alternativas son escritas como:

$$H_0 : \alpha = 0 \quad [3]$$

$$H_1 : \alpha < 0$$

y evaluadas usando un ratio t convencional para α :

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{se(\hat{\alpha})} \quad [4]$$

donde:

$\hat{\alpha}$ = estimación de α y $se(\hat{\alpha})$ = error estándar

Dickey & Fuller (8) muestran que con la hipótesis nula de una raíz unitaria este estadístico no sigue una distribución t de Student convencional, obteniendo valores críticos simulados de forma asintótica para distintos contrastes y tamaños de muestra.

MacKinnon (13) implementó una serie más larga de simulación que las tabuladas por Dickey & Fuller (8); además, calculó una superficie de respuesta para los resultados simulados que permite el cálculo del valor crítico y los p -valores para el contraste de Dickey-Fuller ante cualquier tamaño muestral.

El contraste de raíces unitarias de Dickey-Fuller es válido sólo si las series analizadas son un proceso AR(1). Si las series están correlacionadas con mayor orden de retardo, la suposición de ruido blanco de las perturbaciones no se cumple. Así, el contraste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) es una corrección para mayores niveles de correlación, ya que asumen que las series siguen un proceso AR(p). Esta especificación aumentada se usa para llevar a cabo el contraste de las hipótesis recogidas en Ben K. & Gil R. (3) usando el ratio definido en Cancelo de la Torre (4).

Un resultado importante obtenido por Fuller (11) es que la distribución asintótica del ratio t para α es independiente del número de primeras diferencias retardadas incluidas en la regresión del ADF.

Además, mientras la suposición de que sigue un proceso autorregresivo (AR) puede ser restrictiva, Said & Dickey (18) muestran que el contraste ADF es asintóticamente válido ante la presencia de componentes de medias móviles (MA), considerando que suficientes retardos para las diferencias son incluidas en el contraste de regresión.

El contraste PP propuesto en Phillips & Perron (16) es un método no paramétrico alternativo para controlar la correlación serial cuando se lleva a cabo un contraste de raíces unitarias.

El método PP estima la ecuación [2] del contraste Dickey-Fuller no aumentado, y modifica el ratio t para el coeficiente α , de forma que la correlación serial no afecte la distribución asintótica de dicho estadístico. El contraste PP está basado en el estadístico:

$$\tilde{t}_\alpha = t_\alpha \left(\frac{\gamma_0}{\mathbf{f}_0} \right)^{1/2} - \frac{\mathbf{T}(\mathbf{f}_0 - \gamma_0)(\text{se}(\hat{\alpha}))}{2\mathbf{f}_0^{1/2}s} \quad [5]$$

donde:

$\hat{\alpha}$ = estimación de α

t_α = t ratio de α

$\text{se}(\hat{\alpha})$ = error estándar

s = error estándar del contraste de regresión

Además, γ_0 es un estimador consistente de la varianza del error en [2] (calculado como $(T-k)s^2/T$, donde k es el número de regresores).

El término que queda, f_0 , es un estimador del espectro residual en la frecuencia cero. La distribución asintótica del ratio t PP modificado es la misma que la del estadístico ADF. Más detalles sobre estos y otros contrastes de raíces unitarias pueden consultarse, entre otros, en Engle & Granger (10).

Engle & Granger (9) señalaron que una combinación lineal de dos o más series no estacionarias podría ser estacionaria. Si existe esta combinación lineal estacionaria se dice que las series no estacionarias son consideradas como cointegradas. La combinación lineal es llamada ecuación de cointegración, y debe ser interpretada como una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables.

El objetivo de los contrastes propuestos por Engle & Granger (9) es determinar si un grupo de variables no estacionarias está cointegrado o no usando un contraste de raíces unitarias sobre los residuos de una regresión entre las variables.

De esta forma, para completar el análisis dinámico de series temporales, partiendo de una relación de cointegración o de equilibrio entre Y y X se puede estimar un modelo de corrección en el error (MCE) de acuerdo con la siguiente ecuación, definida por primera vez por Sargan (19) y desarrollada por Engle & Granger (9):

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \gamma(Y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad [6]$$

La expresión anterior incluye en su formulación un término de corrección de error derivado de la relación de cointegración detectada *a priori*. Este recoge las desviaciones temporales de la situación de equilibrio a largo plazo y provoca la aparición de un MCE en virtud del cual en cada período se corrige una proporción del desequilibrio observado en el anterior, hasta que finalmente se restablece la relación estable a largo plazo.

De otro modo, si un conjunto de series de tiempo están cointegradas, es decir, hay una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas, se puede tratar su error como un "error de equilibrio", por lo que se puede utilizar para relacionar el comportamiento de corto plazo de la variable dependiente con su valor de largo plazo.

Por otro lado, el MCE también se revela como un dispositivo adecuado para investigar la existencia de relaciones de causalidad en el sentido de Granger.

Granger (12) demuestra que en presencia de cointegración debe haber causalidad en al menos una dirección. La presencia de causalidad puede ser contrastada en el marco de un MCE por medio de la significatividad estadística del coeficiente vinculado al término corrector de error.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En este epígrafe, se desarrolla un análisis de cointegración utilizando los precios percibidos y pagados por los agricultores y el índice de precios de consumo.

En primer lugar, se determina el orden de integración de las series individuales utilizando los contrastes: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP). Los resultados aparecen en la tabla 1.

Tabla 1. Contrastes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips Perron (PP).
Table 1. Augmented Dickey-Fuller and Phillips Perron tests.

Variable	Niveles		Primeras diferencias	
	ADF	PP	ADF	PP
IPPer _{general}	-0,385	-0,322	-7,298**	-6,730**
IPPer _{vegetal}	-0,648	-0,584	-7,088**	-6,451**
IPPer _{animal}	0,237	0,017	-5,627**	-4,084**
IPPag	0,279	0,579	-3,014**	-3,173**
IPC	3,120	7,223	-4,340**	-10,04**
IPC _{se}	3,333	3,141	-7,325**	-7,325**

Fuente: Elaboración propia. * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$.

Source: Own elaboration. * $p \leq 0.05$; ** $p \leq 0.01$.

De los resultados anteriores se deduce que la hipótesis nula de no estacionariedad no puede ser rechazada en niveles. Sin embargo, en primeras diferencias las series pueden ser consideradas estacionarias al 1% de significación con los dos contrastes utilizados. Por lo tanto, todas las series son integradas de orden uno $I(1)$, requisito necesario para poder analizar la existencia de cointegración entre las series.

Una vez comprobado que las series utilizadas son $I(1)$ se analizó si existe una combinación lineal estacionaria y, por lo tanto, si se pueden considerar las series como cointegradas. Sin duda, la existencia de cointegración sería muy interesante desde un punto de vista práctico puesto que señala la existencia de una situación de equilibrio a largo plazo entre las series.

La combinación lineal es llamada ecuación de cointegración y debe ser interpretada como una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables. En este sentido, se consideraron los contrastes de raíces unitarias Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron sobre los residuos de una regresión entre las variables, para comprobar la existencia de una raíz unitaria en los residuos.

Como estos residuos son estimaciones del término de error, la distribución asintótica del estadístico del contraste difiere de la usada con las series originales. En esta investigación se utilizó el modelo con tendencia estocástica y un retardo.

El valor crítico correcto para este contraste puede encontrarse en la tabla 20.2 de Davidson & MacKinnon (6). Los resultados de aplicar estos contrastes de raíces unitarias sobre los residuos se consignan en la tabla 2.

Tabla 2. Cointegración bivalente (contrastos Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron).
Table 2. Bivariate cointegration tests (Augmented Dickey-Fuller and Phillips Perron tests).

Variable	ADF			PP		
	IPPag	IPC	IPC _{se}	IPPag	IPC	IPC _{se}
IPPer _{general}	-4,367**	-5,685**	-6,397**	-4,479**	-5,621**	-6,138**
IPPer _{vegetal}	-3,581*	-5,901**	-5,954**	-3,732*	-5,651**	-5,637**
IPPer _{animal}	-6,060**	-4,189**	-3,333	-6,445**	-4,265**	-3,410
IPPag		-2,135	-2,777		-2,199	-2,696
IPC _{se}		-4,204**			-4,323**	

Fuente: Elaboración propia. *p ≤ 0,05; **p ≤ 0,01. Variables endógenas en columnas.

Source: Own elaboration. * p ≤ 0.05; **p ≤ 0.01. Endogenous variables in columnns.

Las relaciones de cointegración confirmadas de una forma clara por los dos contrastes utilizados aparecen con dos asteriscos en la tabla, destacando dos grandes grupos:

1. Relación de equilibrio a largo plazo establecida entre los índices de precios pagados y percibidos por los agricultores y ganaderos.
2. Relación de equilibrio a largo plazo entre los índices de precios al consumo y los índices de precios percibidos.

De la primera relación se extrae que agricultores y ganaderos deben esperar el equilibrio a largo plazo entre precios percibidos y pagados. Tal y como se anticipó en las figuras 1 y 2 (pág. 4 y 5), y a pesar de las distorsiones de naturaleza transitoria que puedan existir a corto plazo de la situación de equilibrio, las dos series de precios tienden a moverse de forma conjunta en el largo plazo existiendo una tendencia a la convergencia.

La relación entre el IPC y el índice de precios percibidos en sus tres vertientes confirma que la evolución del IPC a largo plazo tiende a equilibrarse con la evolución de los precios percibidos por los agricultores. Esta situación pone de manifiesto que uno de los elementos importantes en la configuración del IPC lo constituye el precio de los productos del sector primario. Además, esta relación de equilibrio a largo plazo se refleja de una forma más importante si se considera el IPC para los productos sin elaborar, ya que en ese caso las relaciones de cointegración son todavía más significativas.

De la comparación de las relaciones de cointegración de estos dos indicadores se desprende que los precios percibidos tanto por los productos agrícolas como por los ganaderos tienen una influencia clara en la evolución a largo plazo del IPC general.

Por el contrario, en el caso del IPC para productos sin elaborar, los productos agrícolas son los que tienen una mayor incidencia, sin existir una relación significativa desde un punto de vista estadístico con el índice de precios percibidos en el sector ganadero. Se trata de una situación lógica dado que la mayoría de los productos ganaderos sufren una transformación previa antes de ponerse a disposición de los consumidores y, por lo tanto, escapan a ese grupo de productos sin elaborar.

No se define una relación de equilibrio a largo plazo entre el índice de precios de consumo y el índice de precios pagados por agricultores y ganaderos. Es decir, la fijación de los precios de los insumos en el sector primario, lejos de regirse en el largo plazo por la evolución del IPC, no muestra una relación significativa con este indicador. Esta situación determina que a largo plazo la evolución de los precios pagados por los agricultores en el sector primario no alcanzará una situación de equilibrio con el IPC.

De acuerdo con las relaciones a largo plazo, resulta interesante conocer las desviaciones en el corto plazo entre las citadas variables para establecer la velocidad de convergencia con las que las series tienden al equilibrio a largo plazo. Para considerar esta situación se desarrolló un planteamiento dinámico entre las series a través de modelos de corrección en el error. De esta forma, partiendo de una relación de cointegración entre Y y X se estima un modelo de corrección en el error MCE de acuerdo con la ecuación [6]; los resultados se recogen en la tabla 3.

Tabla 3. Resultados de coeficientes de error (γ): MCE.

Table 3. Error coefficients (γ): MCE.

		$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \gamma r_{t-1} + \varepsilon_t$		
X \ Y		IPPag	IPC	IPC _{se}
	PPer _{general}	-0,031 (2,45)*	-0,020 (-2,26)*	-0,017 (-1,77)
	IPPer _{vegetal}	-0,021 (1,83)	-0,015 (-1,81)	-0,016 (-1,73)
	IPPer _{animal}	-0,071 (4,56)**	-0,017 (-1,67)	-0,023 (-2,14)*

Fuente: Elaboración propia.

* $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$. Valor de γ y su test de significación. Variables endógenas en columnas.

Source: Own elaboration.

* $p \leq 0.05$; ** $p \leq 0.01$. γ value and its signification test. Endogenous variables in columns.

En relación con el equilibrio a largo plazo entre los índices de precios percibidos y pagados, los resultados del modelo MCE y el análisis gráfico previo señalan que los precios pagados están por encima de los percibidos y son los pagados los que se ajustan a los percibidos, pero a una velocidad muy lenta (3,1%), siendo superior en el caso de los productos de origen animal (7,1%). Por lo tanto, a pesar de que se tiende a una relación de equilibrio a largo plazo, esta situación de equilibrio va a tardar más tiempo en producirse

en el caso de los productos agrícolas, siendo la velocidad de convergencia ligeramente superior para los productos ganaderos, pero mostrando poca intensidad en ambos casos.

En el caso del IPC los modelos de corrección son menos relevantes con velocidades de convergencia inferiores a las obtenidas en el caso anterior y con pruebas de significación del 10% en algún caso. Esta situación refleja que en general los precios se ajustan muy lentamente a los cambios experimentados en el corto plazo por los precios percibidos; dicho de otro modo, ha de pasar mucho tiempo hasta que el IPC alcance una situación de equilibrio con el indicador de precios percibidos por los agricultores o ganaderos.

CONCLUSIONES

En esta investigación se desarrolló un análisis de la evolución temporal de los índices de precios percibidos y pagados por los agricultores y del IPC. Con la primera información se analizó la rentabilidad existente en el sector primario dado que la situación a corto plazo no es muy buena debido a la existencia de importantes diferencias entre los precios percibidos y pagados por los agricultores y ganaderos. Del análisis de la información se desprende que, aunque muy lentamente, a largo plazo debe darse una situación de equilibrio, es decir, los precios percibidos tenderán a ser cada vez más parecidos a los precios pagados. Además, no hay que olvidar que la crisis económica mundial existente ha provocado un aumento de las diferencias entre estos precios, dado que desde enero de 2008 la situación no ha hecho más que empeorar.

De la comparación de la evolución de estas series con la del IPC se desprende que los precios percibidos y el IPC tienen una relación a largo plazo débil. Además, la evolución del IPC estará condicionada a largo plazo por la evolución de los precios percibidos por los agricultores pero, sin embargo, la evaluación de los precios que van a pagar estos por sus insumos no va a depender de dicho indicador. Esta situación marca la existencia de un cierto descontrol en la evolución de los precios pagados por agricultores y ganaderos al no presentar ninguna relación a largo plazo con la evolución de los índices de precios de consumo.

BIBLIOGRAFÍA

1. Alfaro Navarro, J. L.; Andrés Martínez, M. E.; Mondéjar Jiménez, J.; Mondéjar Jiménez, J. A. 2009. Differences of producer-consumer prices: an application to the Spanish agro-alimentary sector. In: 67th International Atlantic Economic Conference. Rome. Italy. 47 p.
2. Arias Martín, P. 1999. La patata. Un análisis del precio y de la producción a través de series temporales. Investigación agraria. Producción y protección vegetales. 14(1-2): 273-296.
3. Ben Kaabia, M.; Gil Roig, J. M. 2008. Asimetrías en la transmisión de precios en el sector del tomate en España. Economía Agraria y Recursos Naturales. 8(1): 57-82.
4. Cancelo de la Torre, J. R. 1989. Análisis de series temporales de índices de precios percibidos y coyuntura agraria. Investigación Agraria. Economía 1: 109-130.
5. Cruz Roche, I. 2008. Precios y márgenes en la cadena de valor de los productos frescos: información y transparencia. Distribución y Consumo. 18(100): 17-31.
6. Davidson, R.; MacKinnon, J. G. 1993. Estimation and inference in econometrics. New York. Oxford University Press. 896 p.

7. Del Campo D. I. 2006. Márgenes comerciales, el fraude que no cesa. *Laboreo* 443: 6-7.
8. Dickey, D. A.; Fuller, W. A. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *J. Am. Stat. Assoc.* 74(366): 427-431.
9. Engle, R. F.; Granger, C. W. J. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica.* 55(2): 251-276.
10. Engle, R. F.; Granger, C. W. J. 1991. Long run economic relationships: readings in cointegration. New York. Oxford University Press. 301 p.
11. Fuller, W. A. 1976. *Introduction to Statistical Time Series*. New York. John Wiley & Sons. 728 p.
12. Granger, C. 1988. Some recent developments in a concept of causality. *J. Econometrics* 39: 199-211.
13. MacKinnon, J. G. 1996. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *J. Appl. Econometrics* 11(6): 601-618.
14. Ministerio de Medio Ambiente, y Medio Rural y Marino. 2010. Encuesta de precios percibidos por los agricultores y ganaderos. Disponible en: <http://www.mapa.es/es/estadistica/infoestad.html>. (Consultado julio de 2010).
15. Paz Sáez, A. 2005. Márgenes comerciales: resultados y crítica. *Cárnica* 2000, 253-254: 26-30.
16. Phillips, P. C. B.; Perron, P. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika.* 75(2): 335-346.
17. Rebollo Arévalo, A.; Romero de la F., J.; Yagüe G, M. J. 2006. Análisis de los márgenes comerciales de los productos frescos de alimentación en España. *Información Comercial Española, ICE: Revista de Economía.* 828: 67-82.
18. Said, E.; Dickey, D. A. 1984. Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order. *Biometrika.* 71(3): 599-607.
19. Sargan, J. 1964. *Wages and Prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology. Quantitative Economics and Econometric Analysis*. Basil, Blackwell. New York, EE. UU. Oxford University Press. 311 p.