

Un enfoque de series temporales para el análisis de la relación entre los precios del pollo en origen y consumo

por DANIEL PEÑA

Escuela de Organización Industrial

por JOSE M. SUMPISI

Universidad Politécnica de Madrid

RESUMEN

El objetivo de este artículo es investigar empíricamente los mecanismos de interacción entre precios en origen y consumo del sector de pollos en España, aplicando la metodología de los modelos paramétricos ARIMA de series temporales.

Palabras clave: Series temporales; modelos ARIMA; relación precios origen-consumo.

I. INTRODUCCION

El estudio del movimiento de los precios agrarios en distintos niveles del mercado, y especialmente la relación entre los precios en origen y consumo, es de gran relevancia para el conocimiento de la dirección y magnitud de los mecanismos de transmisión de precios en el mercado estudiado y de los posibles efectos sobre dichos mecanismos de factores de tipo estructural e institucional (agrupaciones de productos, integración vertical, agricultura contractual, etc.). Por otro lado, estos estudios pueden servir para orientar la política de la Administración respecto a las consecuencias de la aplicación de

medidas de regulación de precios en origen y consumo, o de cambios en los canales de distribución existentes.

En la literatura económica no existe un modelo teórico lo suficientemente completo, que permita explicar con carácter general cómo se producen las interacciones entre precios agrarios en origen y consumo. Esto es cierto, no sólo desde una óptica de equilibrio general, en la que debería tenerse en cuenta todas las interrelaciones entre los distintos productos, sino también para el enfoque más sencillo de equilibrio parcial, cuando sólo se analizan las relaciones de precios en un único mercado.

Los modelos económicos existentes se basan en el análisis de las interacciones entre la oferta y la demanda, tanto en los niveles de origen como en los de consumo, y tratan de explicar cómo inciden los desplazamientos de dichas curvas, así como las variaciones de los márgenes comerciales, sobre las relaciones entre estos precios. Sin embargo, la mayoría de estos modelos parten de hipótesis poco realistas. En primer lugar, suponen la existencia de márgenes comerciales fijos por unidad de productos, cuando en realidad éstos son, en el caso de productos agrarios, una combinación de una componente fija y otra proporcional.

En segundo lugar, suponen la existencia de competencia perfecta en origen y consumo, y costes constantes en la industria de transformación y distribución (Hill and Ingersent, pág. 127), lo cual supone nuevas restricciones.

Con estas hipótesis anteriores y suponiendo que: *a*) los servicios de comercialización tienen una oferta completamente inelástica; *b*) la cantidad de servicios demandados por unidad de producto es independiente del tiempo, se llegaría al resultado teórico (Dahl and Hammond, pág. 153) de que los movimientos de precios en origen y consumo a lo largo del tiempo, siguen un camino paralelo. Sin embargo, numerosos estudios empíricos evidencian la no existencia de paralelismo entre los movimientos de precios en ambos niveles del mercado (Shapiro Van Hedghe, Masson or Malhomme).

En nuestra opinión no es fácil elaborar un modelo teórico que permita explicar las relaciones entre precios en origen y consumo y que sea aplicable con carácter general a todos los productos agrarios. Esto es debido a que los factores propios de cada producto (estacionalidad o no, carácter perecedero o no, existencia de movimientos especulativos, grado de previsibilidad de la producción, etc.) confieren a los distintos mercados características diferenciales. El camino probablemente más fructífero es integrar el conocimiento derivado de los modelos teóricos y el conocimiento empírico. Es decir, partir de las leyes deducidas de la teoría y contrastarlas mediante estudios empíricos, que a su vez pueden aportar nuevos elementos que deben introducirse en las formulaciones teóricas. Por ejemplo, la teoría considera frecuentemente que la estacionalidad y aleatoriedad de la oferta de productos agrarios (farmevel) condiciona el pro-

ceso, de modo que la transmisión de precios sigue la dirección desde origen hacia consumo, especialmente a corto plazo, cuando los desplazamientos de la demanda primaria (retail-level), debidos a variaciones «ceteris paribus» (renta, población, gustos, etc.) son nulos o insignificantes. Sin embargo, no es evidente que esto ocurra siempre y en todos los productos, como este trabajo muestra.

Existen numerosos estudios empíricos sobre la relación entre precios agrarios en origen y consumo. Los métodos utilizados pueden clasificarse en tres grupos:

1.º. Métodos que estudian las repercusiones directas e indirectas y cuyo modelo teórico básico es el esquema input-output.

2.º. Métodos basados en el análisis de la evolución de los márgenes comerciales.

3.º. Métodos basados en la elaboración de modelos econométricos.

La utilidad de los dos primeros es muy relativa, ya que se trata de métodos muy parciales y sin valor predictivo, que parten de la hipótesis, que no se contrasta previamente, de que la transmisión de precios actúa siempre en la dirección de origen a consumo.

Los métodos correspondientes al tercer grupo son los de mayor interés y los que se utilizan más frecuentemente. Dentro de estos métodos pueden distinguirse:

- a) Modelos econométricos clásicos (regresión).
- b) Análisis de series temporales en el dominio de la frecuencia (análisis espectral).
- c) Análisis temporales en el dominio del tiempo (modelos paramétricos ARIMA).

Las aplicaciones de los modelos econométricos para el análisis global del conjunto de productos agrícolas y ganaderos, como es el caso del modelo del Economic Research Service (USDA) (Barr and Gale), han dado resultados aparentemente más satisfactorios que los obtenidos cuando se han empleado para un solo producto. Sin embargo, las limitaciones de la utilización de modelos de regresión en el análisis de series temporales, han sido claramente expuestas por Granger y Newbold (1977) y Jenkins (1979).

Desde los comienzos de los sesenta han proliferado las aplicaciones del análisis espectral a los productos agrícolas. Estas investigaciones, en el campo que nos ocupa, se han aplicado al estudio de las fluctuaciones cíclicas de la producción (Rausser and Cargill) al estudio de los ciclos de precios en un nivel de mercado (Parikh, Weiss), y al estudio de los ciclos de precios, producciones y sus relaciones (Kulshreshtha, Wilson, Griffith). Sin embargo, en pocos casos se ha aplicado al estudio de las interrelaciones entre precios en distintos niveles del mercado, destacando el interesante trabajo de Barksdale, Hilliard and Ahlund.

La utilización de modelos paramétricos de series temporales en el dominio del tiempo, se ha extendido en los últimos años debido, en una gran parte, al trabajo de Box y Jenkins. Las aplicaciones en el caso de productos agrícolas se han limitado en la mayoría de los casos al análisis univariante (Revell, Lakshminarayan, Lakshmanan, Papineau and Rochette).

Una excepción destacada es el trabajo de Box y Tiao (1977) aplicando el análisis canónico a un vector de series representativas de la interacción oferta-precio de maíz y carne de cerdo en USA desde 1887 a 1947.

El objetivo de este artículo es investigar empíricamente los mecanismos de interacción entre precios en origen y consumo del sector de broilers en España.

II. METODOLOGIA

En este estudio se ha utilizado la metodología de modelos paramétricos ARIMA de series temporales. Box y Jenkins (1970) es el manual clásico de referencia. En los últimos cinco años este enfoque se ha enriquecido con las aportaciones de Box y Tiao (1975) (1977), Haugh y Box, Granger y Newbold y Jenkins, entre otros.

No entraremos en los fundamentos de esta metodología, ya que existe abundante bibliografía en español. (Véase, por ejemplo, los números 11 y 12 [1979] de Cuadernos Económicos ICE, que están dedicados a este tema.)

El tipo de problema que puede abordarse durante el enfoque de series temporales puede resumirse así: Disponemos de un conjunto de series temporales (Z_t) que describen el comportamiento dinámico de un sistema y queremos construir un modelo conjunto para estas series que tengan en cuenta su posible interdependencia dinámica. Según la naturaleza de las series (Z_t) obtenemos casos particulares de gran interés. En el caso más simple, disponemos únicamente de una serie temporal y queremos construir un modelo para prever su evolución, teniendo únicamente en cuenta su propio pasado. La metodología se aplica entonces para construir un modelo estocástico univariante (MEU) para esta serie, que separe la parte que pueda explicarse por su historia pasada, de un componente aleatorio impredecible: el residuo o ruido. Este último factor englobará los efectos no sistemáticos de todas las variables que están influyendo sobre la serie.

El caso más simple del análisis multivariante de series aparece cuando el conjunto de series disponibles (Z_t) puede dividirse en dos grupos.

El primero consta únicamente de una serie Y_t , que es causada por los componentes del otro grupo, sin que exista realimentación de Y_t a X_t . El objetivo es entonces construir un modelo que explique la evolución de Y_t en función de las variables explicativas X_t . Este es el caso estudiado en la metodología clásica de regresión. Los modelos de transferencia utilizados en el enfoque Box-Jenkins son más generales, permitiendo incorporar más adecuadamente el comportamiento dinámico entre las series y engloban, como caso particular, las formulaciones clásicas de regresión.

El problema es más complejo cuando el conjunto (Z_t) no puede dividirse como en el caso anterior, debido a la presencia de realimentación entre las series, es decir, a la interacción conjunta entre todas ellas. Tendremos entonces que acudir a un modelo estocástico multivariante que tenga en cuenta la interdependencia dinámica observada.

En muchos casos interesa modelizar el efecto que sobre una serie o conjunto de series han tenido determinados hechos atípicos puntuales como una nueva regulación legal, una catástrofe natural, etc. Esto se consigue mediante el análisis de intervención y puede aplicarse en cualquiera de los casos antes citados.

La construcción de un modelo para una serie o conjunto de series utilizando la metodología de Box-Jenkins sigue un proceso iterativo de identificación, estimación y contrastes diagnósticos: La metodología es además gradual en el sentido de que los modelos más complejos se construyen a partir de los resultados obtenidos con los modelos más simples. Cualquier investigación de un conjunto de series comienza mediante la construcción de un modelo univariante para cada una de las series consideradas individualmente.

III. EL PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA Y LOS DATOS

El sector de broilers en España tiene unas características muy similares a las que presenta en otros países industrializados. La estructura del mercado está condicionada por la existencia de integración vertical, cubriendo dicha fórmula el 90 por 100 de la producción. El proceso de integración se inició en la década de los sesenta y se desarrolló inicialmente a partir de las fábricas de pienso que integraban a los productores; es decir, que la integración se centró en un comienzo en la fase de producción. Posteriormente el proceso de integración se fue generalizando y además se amplió a la fase de transformación y distribución de modo que a partir de los años setenta la integración era completa, incluyendo las fábricas de pienso, la fase de producción, la distribución, mataderos e incluso consumo.

Los avances tecnológicos y el rápido incremento de la productividad ha sido análoga, aunque con algunos años de retraso, a la de otros países occidentales. De este

modo, el sector presenta una alta tecnificación que ha permitido una fuerte reducción de la estacionalidad y de la aleatoriedad en la producción.

Los datos utilizados para el estudio son los precios en origen y precios en consumo (datos mensuales desde enero de 1968 hasta diciembre de 1978), tomando como fuente para los primeros, las estadísticas del Ministerio de Agricultura, y para los segundos, las estadísticas del INE, que es el organismo que calcula los valores mensuales del índice de precios al consumo. Los datos de precios en consumo son medias mensuales y los datos de precios en origen son puntuales (entre el 15 y 20 de cada mes). Tanto en un caso como en otro, el cálculo de los precios mensuales se realiza mediante la media de los precios en distintos centros de producción y de consumo, ponderándose según su peso relativo en los respectivos niveles.

IV. MODELOS UNIVARIANTES PARA LAS SERIES

4.1. PRECIOS DEL POLLO EN ORIGEN (PO_t)

El gráfico de la series y la función de autocorrelación simple (*fas* en lo sucesivo), muestran sin lugar a dudas que la serie no es estacionaria. El diagrama Rango-Media indica la necesidad del logaritmo. La transformación $\nabla\nabla_{12} \text{Ln } PO_t$ conduce a una serie estacionaria.

El análisis de las *fas* y de la función de autocorrelación parcial (*fap*) conduce al modelo:

$$\nabla\nabla_{12} \text{Ln } PO_t = (1 - .24B) (1 - .86B^{12}) a_t \quad [4.1]$$

(.09) (.03)

$$\hat{\sigma}_a = 0,046; Q(37) = 33$$

Donde:

$\hat{\sigma}_a$ es la desviación típica residual.

$Q(g)$ el valor del estadístico Box-Pierce con g grados de libertad.

Los valores entre paréntesis bajo los parámetros estimados son sus desviaciones típicas.

Los residuos estimados muestran únicamente dos valores anómalos destacados. Todos los demás residuos están en el intervalo de dos desviaciones típicas. Se acepta la hipótesis de normalidad de los residuos mediante el contraste de Kolmogorov-Smirnov con un nivel crítico de 0,37. El gráfico de los residuos y de sus *fas* y *fap* se encuentra en la figura 1.

Figura-1

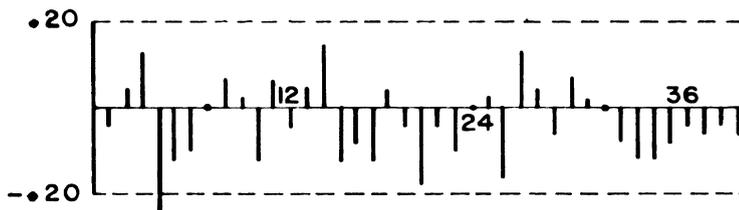
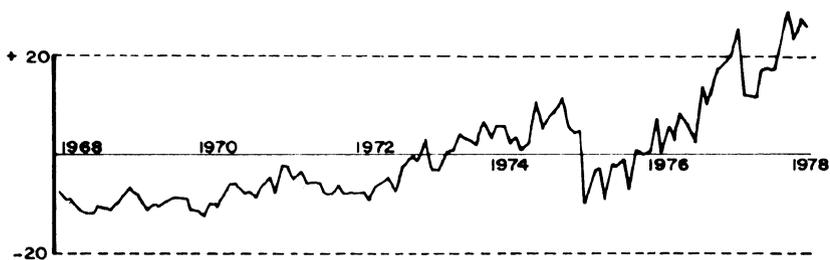
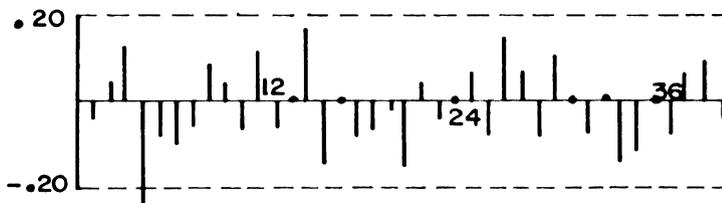


Gráfico de la serie precios en origen (1968-78)



f.a.s. de los residuos del modelo 4,1



f.a.p. de los residuos del modelo 4,1

4.2. PRECIOS DEL POLLO EN CONSUMO (PC_t)

La transformación adecuada para convertir la serie en estacionaria es, como en el caso anterior $\nabla\nabla_{12} \text{Ln } PC_t$. El análisis de la *fas* y *fap* conduce al modelo:

$$(1 + .43B^{12} + .32B^{24}) \nabla\nabla_{12} \text{Ln } PC_t = (1 - .85B^{12}) a_t \quad [4.2]$$

(.10) (.04)

$$\hat{\sigma}_a = 0,0525 \quad Q(36) = 27,5$$

La *fas* y *fap* no muestran evidencia de estructura y la reducción de variabilidad debida a la introducción de los dos parámetros autorregresivos estacionales es significativa mediante un contraste F o un contraste asintótico X^2 de la razón de verosimilitudes.

En resumen, aceptaremos el modelo [4.2]. El operador autorregresivo representa un ciclo de 5,3 años. El gráfico de residuos así como las *fas* y *fap* del modelo se recogen en la figura 2.

4.3. CONCLUSIONES DEL ANÁLISIS UNIVARIANTE

Los análisis univariantes de ambas series reflejan que ambos mercados presentan estacionalidad en los precios, más marcada en consumo que en origen, como sería de esperar. Prescindiendo de la componente estacional, el mercado en consumo presenta las características de un mercado eficiente en términos económicos en su sentido débil, es decir, si tenemos únicamente en cuenta la información proporcionada por la propia historia de la serie. El mercado en origen presenta, sin embargo, una cierta inercia reflejando que el precio en un mes depende de los precios en los meses anteriores con una ponderación geométrica. Esto se relaciona con la menor predictibilidad del precio en consumo frente al precio en origen, siendo la desviación típica residual de la serie en consumo, un 20 por 100 superior, aproximadamente a la de origen.

V. MODELIZACION DE LA DEPENDENCIA

5.1. IDENTIFICACIÓN DE LA RELACIÓN

Para investigar empíricamente la dirección de la relación entre el precio en origen y en consumo, hemos construido la función de correlación cruzada entre los residuos de los modelos univariantes de las series de precios en origen y consumo (véase Jenkins, Box y Haugh). Los gráficos resultantes se encuentran en la figura 3.

Figura - 2

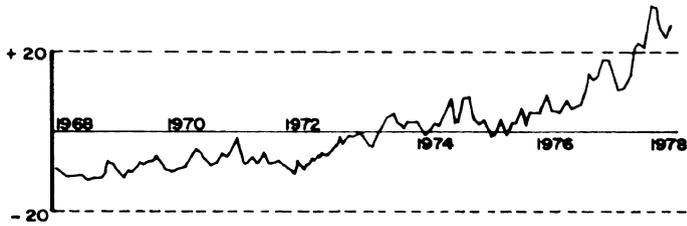
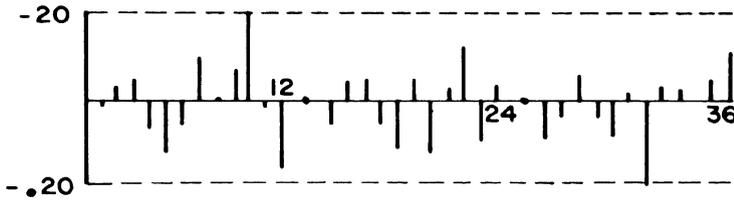
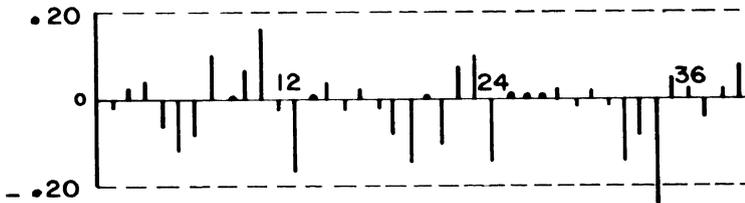


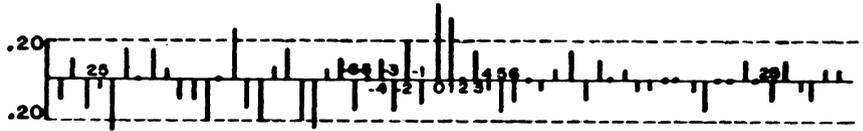
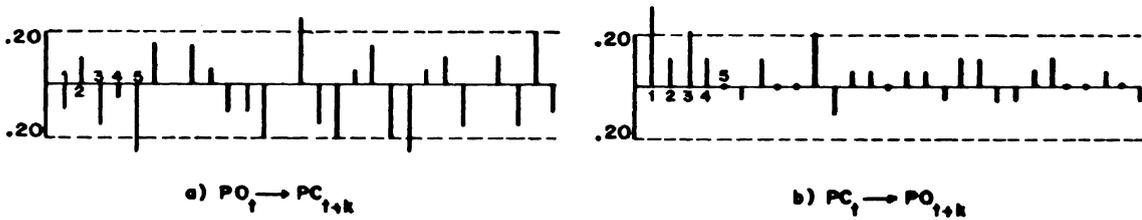
Gráfico de la serie precios en consumo



f.a.s. residuos modelo 4,2



f.a.p. residuos modelo 4,2

Figura. 3Función de correlación cruzada entre PC_t y PO_{t+h} **Figura. 4**a) $PO_t \rightarrow PC_{t+k}$ b) $PC_t \rightarrow PO_{t+k}$

La función de correlación cruzada, que llamaremos en adelante *fac.* representa la dirección de causalidad, en el sentido de Granger (1969), entre el precio en origen en el instante t y el precio en consumo en el instante $t + k$ ($k = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots$).

El análisis de esta función revela:

- a) Una correlación instantánea entre ambos precios.
- b) Una influencia del precio en consumo en t , sobre el precio en origen en $t + 1, t + 2, t + 3, \dots$

Este resultado es confirmado por los determinantes de las matrices de correlación parcial que se presentan en la figura 4.

La conclusión de este análisis es:

- a) Los efectos del precio en origen sobre consumo se manifiestan caso de que existan, en un periodo de tiempo inferior a un mes.
- b) Los precios en consumo en un mes influyen con seguridad en los precios de origen, en los meses siguientes.

Estos resultados indican que la dirección de causalidad dominante es de consumo hacia origen. No podemos asegurar ni rechazar, en base a la evidencia empírica, la influencia de origen hacia consumo, ya que, si existe, se efectúa en plazos inferiores al período de observación muestral: el mes.

A la vista de estos resultados existen dos caminos de modelización posibles:

- a) Construir un modelo estocástico bivariante para ambas series.
- b) Construir una función de transferencia con input consumo y output origen.

Cuando en una dirección de la relación exista sólo correlación instantánea, como ocurre en el caso de origen hacia consumo, ambas alternativas deberían conducir al mismo tipo de interpretación final. En efecto, el modelo multivariante sería del tipo:

$$\begin{bmatrix} \text{Ln PO}_t \\ \text{Ln PC}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \psi_{11}(\mathbf{B}) & \psi_{12}(\mathbf{B}) \\ 0 & \psi_{22}(\mathbf{B}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix} \quad [5.1]$$

Donde: $\psi_{ij}(\mathbf{B})$ es un operador polinómico del tipo:

$$\psi_{ij}(\mathbf{B}) = \psi_{ij0} + \psi_{ij1}\mathbf{B} + \dots + \psi_{ijk}\mathbf{B}^k$$

con $\psi_{ij0} = 1$ si $i = j$ y $\psi_{ij0} = 0$ si $i \neq j$.

El proceso bivalente $\{a_{1t}, a_{2t}\}$ es un proceso de ruido blanco con matriz de varianzas y covarianzas no diagonal. La ecuación [5.1] puede escribirse alternativamente como:

$$\text{Ln PO}_t = \psi_{11}(\mathbf{B}) a_{1t} + \psi_{12}(\mathbf{B}) a_{2t}$$

$$\text{Ln PC}_t = \psi_{22}(\mathbf{B}) a_{2t}$$

y aplicando una transformación ortogonal al vector \underline{a} , para que tenga matriz de varianzas y covarianzas diagonal, y operando, es fácil ver (véase Quenouille) que el modelo [5.1] puede expresarse como la unión de una función de transferencia para Ln PO_t más el modelo univariante de Ln PC_t .

Por estas razones, hemos optado por construir directamente la función de transferencia entre el precio en consumo y el precio en origen.

5.2. CONSTRUCCIÓN DE LA FUNCIÓN DE TRANSFERENCIA

Para construir la función de transferencia comenzaremos con identificar la estructura de dependencia desde el precio en consumo al precio en origen.

Aunque la *fcc* entre los residuos, que hemos presentado en el apartado anterior, puede servir para ese fin, es conveniente construir la *fcc* entre los residuos del input —precio en consumo— y la serie del output —precio en origen— filtrada con el modelo del input. Con este procedimiento la *fcc* va a representar directamente la función de respuesta a impulsos, lo que no ocurre necesariamente en el otro caso.

La *fcc* calculada para identificar la función de transferencia revela varias estructuras posibles.

La hipótesis más simple es suponer que el efecto se agota como máximo a los tres meses, y estimar funciones del tipo:

$$v(\mathbf{B}) = \omega_0 - \omega_1\mathbf{B} - \omega_2\mathbf{B}^2 - \omega_3\mathbf{B}^3$$

La *fcc* es también compatible con un decrecimiento geométrico del tipo:

$$v(\mathbf{B}) = \frac{\omega_0}{1 - \delta_1\mathbf{B}}$$

y también con una cierta oscilación sinusoidal, del tipo:

$$v(\mathbf{B}) = \frac{\omega_0}{1 - \delta_1\mathbf{B} - \delta_2\mathbf{B}^2}$$

donde el operador del denominador debe tener raíces complejas para que produzcan un ciclo. Hemos estimado estos modelos y sus variantes simples, obteniendo como mejor modelo estimado:

$$\text{Ln PO}_t = \frac{(.05)}{1 - .45B} \text{Ln PC}_t + \frac{(.08) \quad (.08)}{(1 - .65B)(1 - .77B^{12})} a_t \quad [5.2]$$

(07)

Ganancia = .77 Q(37) = 34,2 *fas* $\hat{\sigma}_a = 0,0363$
 (.08) Q(37) = 22,9 *fcc*

5.3. CONCLUSIONES DE ESTE ANÁLISIS

La conclusión más destacada es que la influencia entre los precios se realiza en la dirección de consumo hacia origen; siendo por tanto dominante el nivel de consumo. En términos cuantitativos los resultados indican que un aumento de un 10 por 100 de los precios en consumo en un mes t , produce aumentos de los precios en origen de 4,2 por 100 en t , 1,9 por 100 en $t + 1$, 1 por 100 en $t + 2$, 0,4 por 100 en $t + 3$, con un efecto final de 7,7 por 100 de incremento. Es decir, que la elasticidad precios en origen-precios en consumo (medida por la ganancia) es de 0,77. El hecho de que la elasticidad sea menor que uno parece un resultado coherente, ya que, parte de los efectos del incremento de los precios en consumo es esperable que sean absorbidos en las distintas fases de comercialización.

Un resultado interesante es que el mecanismo dinámico que opera en la transmisión de precios desde consumo hasta origen está condicionado como era de esperar, por el ciclo productivo del pollo (alrededor de tres meses). En efecto, a partir del momento t , en que se produce la variación en consumo, se produce en t una subida importante y luego sucesivas subidas en $t + 1$, $t + 2$, $t + 3$, pero con un proceso claramente amortiguado hasta que a partir de $t + 3$ el precio en origen se estabiliza. La explicación es que la mayor parte del aumento de producción decidida en t llegaría al mercado en $t + 3$ (ciclo productivo) presionando los precios en origen y cesando por tanto su incremento.

Si comparamos el ruido de la función de transferencia, que representa la parte del precio en origen que no es explicada por el precio en consumo, con la serie univariante del precio en origen, observamos: 1) Un aumento significativo del término media móvil regular; 2) una disminución, no estadísticamente significativa, del coeficiente media móvil estacional. El primer resultado indicaría que al eliminar el efecto de consumo, la inercia de la serie origen, es decir, el grado de dependencia de su pasado, aumenta. El

segundo resultado sugiere que parte de la estacionalidad en origen puede ser debida a consumo.

VI. MODELIZACIÓN DEL SISTEMA INCLUYENDO LOS EFECTOS DEL NIVEL GENERAL DE PRECIOS

6.1. METODOLOGÍA

La relación anterior no tiene en cuenta el efecto de otros precios y en este sentido tiene un alcance limitado. Es intuitivo que el aumento del nivel general de precios debe tener una influencia fuerte sobre nuestro sistema. Para tener en cuenta este efecto, hemos seguidos dos caminos distintos.

En primer lugar hemos trabajado con las series de precios relativos, dividiendo ambas series por un indicador del nivel general de precios, concretamente el índice del coste de la vida.

En segundo lugar, hemos tratado de determinar empíricamente el efecto del nivel general de precios sobre este sistema, para llegar a modelos que tengan en cuenta su efecto.

El primer camino condujo a confirmar todos los resultados obtenidos: las series de precios relativos siguen exactamente el mismo modelo univariante que las series en precios nominales, y las funciones de transferencia estimadas condujeron a resultados idénticos. La razón es que el número índice que mide el nivel general de precios tiene una varianza mucho menor que las series originales y por lo tanto, el efecto de la conversión de los precios nominales en reales no altera ni la estructura univariante ni la relación causal detectada.

El segundo camino seguido ha sido determinar la relación causal presente —en el sentido antes definido— entre: *a*) el precio en origen (PO_t) y el índice de precios de consumo (IP_t), y *b*) el precio de consumo (PC_t) y dicho índice (IP_t) mediante la *fcc* entre los residuos de los modelos univariantes.

Una vez modelizadas estas relaciones, hemos estudiado la relación dinámica entre el ruido de la primera función de transferencia —entre PO_t e IP_t — y el ruido de la segunda función, es decir, la relación entre la parte del precio en origen que no puede explicarse por el aumento del nivel general de precios ($N_{OI,t}$) y el precio en consumo del que hemos eliminado ese mismo efecto (serie $N_{CI,t}$).

Este análisis se detalla en la sección siguiente.

6.2. LOS EFECTOS PARCIALES DE LA INFLACIÓN

Los efectos del nivel general de precios sobre los precios en origen y consumo vienen dados por los modelos:

$$\text{Ln PO}_t = 1,18 \text{ Ln IP}_t + \frac{(.09) \quad (.07)}{(1 - .26B) (1 - .71B^{12})} a_t \quad [6.2]$$

(.48)

$$\hat{\sigma}_a = 0,047 \quad \text{fas: } Q(37) = 31,2 \quad \text{fcc: } Q(38) = 29$$

$$\text{Ln PC}_t = 2,1 \text{ Ln IP}_t + \frac{(.07)}{(1 - .74B^{12})} a_t \quad [6.3]$$

(.66)

$$\hat{\sigma}_a = 0,058 \quad \text{fas: } Q(37) = 20,1 \quad \text{fcc: } Q(38) = 37,2$$

Donde IP_t representa la serie del índice de precios al consumo que tomamos como indicador del nivel general de precios.

Los resultados indican que en el primer caso, la ganancia (elasticidad del precio en origen respecto a las variaciones del nivel general de precios) es prácticamente la unidad. En cambio, los precios en consumo son más sensibles que los de origen a este efecto, ya que la elasticidad es igual a dos.

Si se comparan los resultados obtenidos en este apartado con los del análisis univariante, se desprenden dos conclusiones importantes:

a) Al tener en cuenta el proceso general de inflación a través del IP_t , se elimina el ciclo de 5,3 años que aparecía en el análisis univariante de la serie de precios al consumo. Por tanto, dicho ciclo no responde a ningún factor intrínseco a la producción o comercialización del pollo, sino a un ciclo ligado a la evolución de la economía general.

b) La introducción del nivel general de precios no modifica la dependencia de los precios en origen y consumo respecto a los meses anteriores, pero sí influye en la estacionalidad, haciéndola algo menos acusada. Esto indica que la estacionalidad en los modelos univariantes está en parte contaminada por el efecto del índice general de precios.

6.3. EL MODELO GENERAL

Al estimar el modelo general y estudiar sus residuos, se observó un valor atípico del precio en origen que se desviaba de cero en tres desviaciones típicas y que ocurría en

julio de 1977. Investigando la causa de este hecho encontramos que, en el mes de junio de ese año, la Administración intervino en el mercado financiando la retirada de 2.000 toneladas (con destino a la industrialización) y subvencionando la exportación de 1.230 toneladas. Esta intervención, por el volumen intervenido, ha sido la acción más destacada realizada por la Administración en los últimos quince años. También observamos un valor atípico en enero de 1977, que correspondía a un cambio a partir de esa fecha en las ponderaciones utilizadas para calcular el precio mensual nacional del pollo en origen. Para modelar estas dos intervenciones hemos definido dos series deterministas. La primera, recoge el efecto de la primera intervención puntual y es una serie impulso (ξ_t), y la segunda, el cambio de ponderaciones y es una serie escalón (E_t), que vale cero antes del cambio en el índice y uno a continuación. Con estas dos intervenciones, el modelo general es:

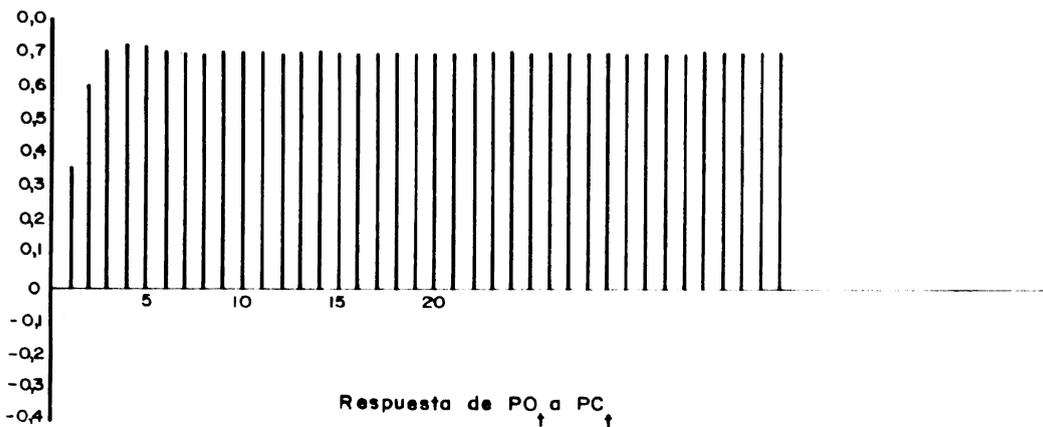
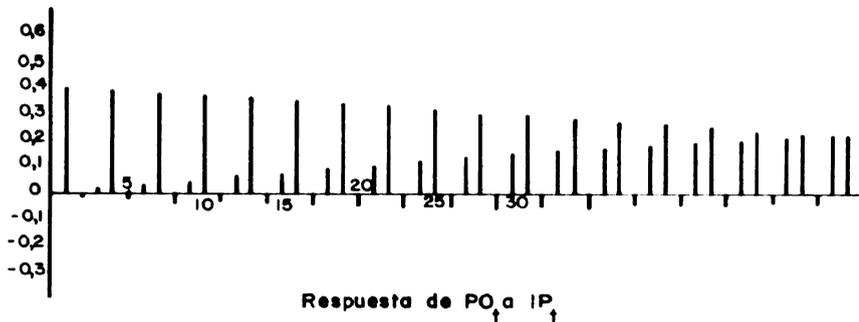
$$\begin{aligned} \text{Ln PO}_t &= \frac{(.20)}{1 + 1.03B + .98B^2} \text{Ln IP}_t + \frac{(.14)}{1 - .69B + .20B^2} \text{Ln PC}_t + \\ &+ 12\xi_t - .024E_t + N_t = \frac{(.09)}{\nabla\nabla_{12}} \frac{(.08)}{(1 - .50B)(1 - .82B^{12})} a_t \\ \hat{\sigma}_a &= 0,033 \quad \text{Ganancia (IP)} = .13 \quad \text{Ganancia (PC)} = .71 \\ & \quad \quad \quad (.07) \quad \quad \quad (.10) \\ \text{fas Q(37)} &= 35 \quad \text{fcc: Q(36)} = 19,4 \quad \text{fcc: Q(36)} = 23,4 \end{aligned}$$

El operador AR(2) de la función de transferencia respecto a IP_t es casi no estacionario, con un factor de amortiguamiento de 0,99. La ganancia de la función de transferencia es .13, siendo marginalmente significativa. Se probaron distintas configuraciones para esta función que tendieron siempre a confirmar la estructura que presentamos. Además de esta evidencia empírica, hemos aceptado finalmente esta representación porque: a) Su estructura general es consistente con los resultados teóricos de la sección 6.1. b) Representa un efecto a largo plazo, como sería esperable. c) Permite captar mejor el efecto marginal de los precios al consumo, como comentaremos a continuación. La función de respuesta a escalones, implícita en esta función de transferencia, se encuentra en la figura 5.

La función de respuesta marginal del precio en origen frente a aumentos en escalón del precio en consumo refleja que un aumento en t del 10 por 100 en consumo produce aumentos crecientes durante los tres meses siguientes en origen. En el cuarto mes se produce una ligera disminución, que es explicable por la aparición de un exce-

Figura. 7

Función de respuesta a escalones en el modelo final



so de oferta —el incremento de producción decidido en el momento t llega al mercado en $t + 3$ —, estabilizándose el precio de ese momento en adelante.

Es importante señalar que este efecto, levemente oscilatorio de disminución del precio en $t + 4$, no se captó como significativo al estimar la relación sin tener en cuenta el efecto del nivel general de precios. Dado que este fenómeno era esperable, como consecuencia del ciclo productivo del pollo, podemos concluir que la consideración explícita del nivel general de precios permite calibrar mejor la respuesta del sistema.

El efecto de la intervención en julio de 1977 es claramente significativo, pero no lo es la disminución de los precios en origen, debida al cambio de ponderaciones. Hemos decidido a pesar de esto mantener la intervención en el modelo porque, aunque su efecto no pueda captarse adecuadamente al tener sólo un año de datos, con la nueva ponderación, la importante modificación que se introduce en el cálculo del precio medio debe tener ciertas consecuencias en esta serie.

Los gráficos de los residuos del modelo general y sus autocorrelaciones se encuentran en la figura 11.

CONCLUSIONES

La primera conclusión de este trabajo es que utilizando únicamente la información proporcionada por el análisis univariante de las series, el mercado en consumo presenta una estructura que, salvo por la estacionalidad, es típica de un mercado eficiente en términos económicos. La serie en origen presenta una dependencia del precio en un mes de todos los anteriores con una ponderación decreciente exponencialmente. Esto explica que el grado de predictibilidad sea mayor para el precio en origen que para el precio en consumo.

En segundo lugar, al relacionar ambas series, se identifica una relación predominante de consumo hacia origen con una ganancia (efecto a largo plazo) de .77; la transmisión de los efectos se reparte amortiguadamente en un plazo de tres meses.

Por dirección predominante entendemos que la influencia de origen sobre consumo se lleva a cabo en un periodo inferior a un mes, mientras que la de consumo sobre origen se transmite a lo largo de tres meses. Este resultado debe interpretarse a partir de la propia estructura del mercado y de las características del ciclo productivo.

En cuanto a la primera, ya hemos resaltado la existencia de integración vertical, y la evolución del proceso de integración en el sentido de un desplazamiento del centro de decisión desde la fase de producción hacia la de consumo; es decir que las estrategias de las integradoras en cuanto a nivel de producción, remuneración al agricultor, etc., se elaboran en función de las variaciones de los precios en consumo.

Figura. 11

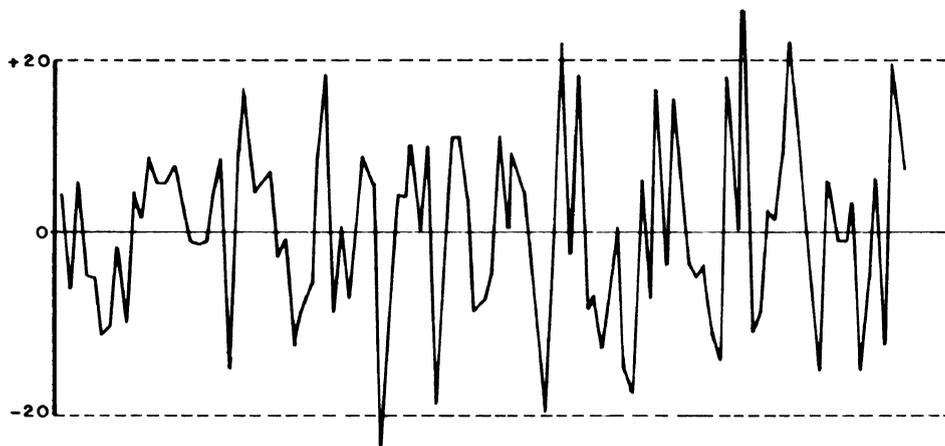
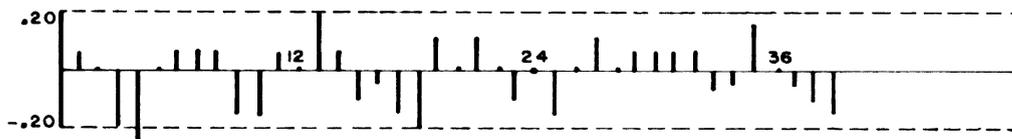


Gráfico de Residuos del modelo final.



Función de autocorrelación de los residuos del modelo final.

Por otro lado, las opiniones de los expertos consultados coinciden en que el consumo es el nivel determinante y donde realmente actúan los mecanismos de formación de precios. En efecto, las variaciones de la demanda de carne de pollo, consecuencia entre otros factores de las preferencias relativas de los consumidores entre distintas carnes y demás productos sustitutivos, en confrontación con la oferta en el nivel de consumo, determinan el precio en dicho nivel del mercado. Las firmas integradoras, en función del nivel de precios en consumo, deciden su estrategia de producción a corto plazo: dedican una parte de los huevos fértiles a consumo en fresco, una parte de la producción a industrialización o exportación, etc. Además, los mecanismos de formación de precios no son tan decisivos en el nivel de origen, ya que parte de la producción se integra bajo contratos según los cuales, el productor no percibe un precio, sino una cantidad fija por pollo cebado. Estos hechos se ven favorecidos por los avances tecnológicos que se han producido en los broilers y que confieren a dicho sector características específicas. Se ha eliminado en gran medida la aleatoriedad de la producción debida a factores climatológicos y es posible la producción continua a lo largo de todo el año, a diferencia de lo que ocurre típicamente en los productos agrarios. Todas estas características productivas contribuyen a explicar la influencia dominante de los precios en consumo sobre los de origen.

El ciclo productivo del pollo, es decir, el intervalo de tiempo que transcurre desde que se toma la decisión de aumentar la producción (lo que suele hacerse aumentando el número de pollitos que las integradoras proporcionan a los agricultores), hasta que dicha producción llega al mercado, es de tres meses aproximadamente. Esto coincide con el resultado empírico obtenido, según el cual, un aumento en t del precio en consumo se trasmite a lo largo de los tres meses siguientes hacia origen, y cesando la variación del precio en origen a los tres meses cuando la producción decidida en t , aparece en el mercado.

La tercera conclusión es que la elasticidad del precio en origen respecto al índice general de precios es 1,2, aproximadamente la mitad que la del precio en consumo (2,1). Estos valores indican una mayor sensibilidad de los precios en consumo frente a la evolución general de los precios, como era de esperar, y son consistentes con la ganancia de la función de transferencia entre origen y consumo (.77). En efecto, un aumento del 1 por 100 en el nivel general de precios produce un incremento del 2,1 por 100 en el precio en consumo que a su vez produce un incremento del 1,6 por 100 (.77 \times 2,1) en origen, que cae dentro del intervalo de estimación de ganancia directa entre índice general de precios y precios en origen (1,2 con una desviación típica de estimación de .48).

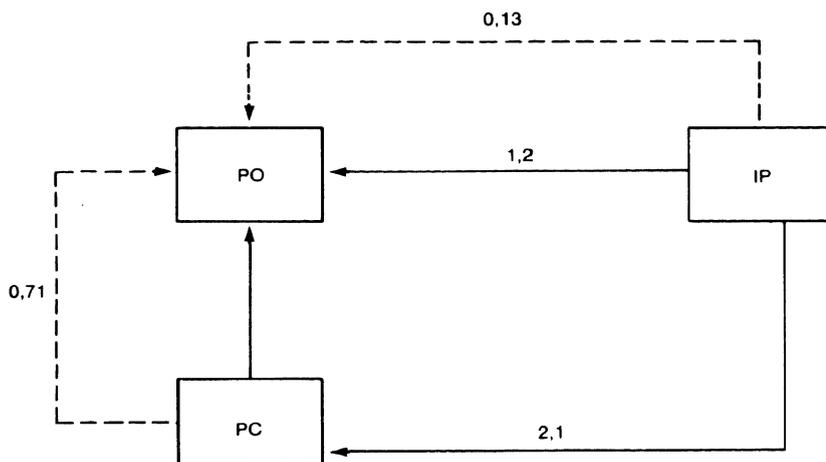
En cuarto lugar, al intentar calibrar la relación marginal de consumo sobre origen una vez eliminado el efecto del nivel general de precios, se obtiene que: α) El análisis

con precios relativos (deflactados) conduce a los mismos resultados obtenidos con precios nominales. *b)* Introducir explícitamente el nivel general de precios como un segundo input en la función de transferencia, permite calibrar mejor los efectos diferenciales del precio en consumo sobre origen.

La ganancia parcial de consumo sobre origen en la función de transferencia con dos inputs estocásticos baja ligeramente (.71) y se capta un ligero efecto sinusoidal que traduce la salida al mercado de origen en $t + 3$ de los incrementos de producción decididos en t .

La ganancia parcial del nivel general de precios en el modelo general con dos inputs estocásticos es .13 y el efecto se transmite a largo plazo. Este resultado indica que la transmisión de efectos debidos a aumentos en el nivel general de precios no transmitidos a origen vía consumo, tiene lugar muy a largo plazo.

La suma de ambas ganancias parciales es no significativamente distinta de la unidad, si tenemos en cuenta las desviaciones típicas estimadas, lo que concuerda con el resultado esperable por Teoría Económica de elasticidad unitaria a largo plazo en la relación, así como los resultados empíricos enunciados anteriormente, de elasticidad absoluta entre precio en origen y nivel general de precios prácticamente unitaria. Estos resultados se resumen en el gráfico, donde las líneas de puntos representan elasticidades parciales y las líneas continuas elasticidades absolutas.



En quinto lugar, el análisis de intervención ha permitido modelizar los efectos de políticas de intervención de la Administración.

Es interesante resaltar que, en el caso de la intervención analizada, una acción política dirigida a aumentar el precio en consumo, tiene como efecto fundamental un incremento, mucho más destacado, del precio en origen.

En resumen, la aplicación de la metodología de Box-Jenkins ha resultado, en nuestra opinión, un instrumento muy valioso para entender y cuantificar cómo operan mecanismos de transmisión de efectos entre los precios de origen y consumo.

REFERENCIAS

- AGGREY MENSAH, A., and TUCKWELL, N. E.: «A Study of Banana Supply and Price Patterns on the Sydney Wholesale Market. An Application of Spectral Analysis». *Austral J. Agr. Econ.*, 13, núm. 3 (1969).
- BARKSDALE, H. C., HILLIARD, J. E., and AHLUND, M. C.: «A Cross-Spectral Analysis of Beef Prices». *Americ J. Agr. Econ.* (1975).
- BARR, T. N., and GALE, H. F.: «A Quarterly Forecasting Model for the Consumer Price Index for Food». *Agric. Economic Research*, 25, núm. 1 (1973).
- BOX, G. E. P., and COX, D. R.: «An Analysis of Transformations». *J. R. S. S. B.*, 26: 211-242, núm. 2 (1964).
- BOX, G. E. P., and JENKINS, G.: *Times Series Analysis, Forecasting and Control*, San Francisco: Holden-Day, 1970.
- BOX, G. E. P., and TIAO, G. C.: «Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems». *J. Amer. Statist Assoc.*, 70: 70-79 (1975).
- BOX, G. E. P., and TIAO, G. C.: «A Canonical Analysis of Multiple Time Series». *Biometrika*, 64: 355-365 (1977).
- DAHL, D. C., and HAMMOND, J. W.: *Market and Price Analysis*. The Agricultural Industries New York: McGraw-Hill Book Company, 1977.
- GRANGER, C. W. J.: «Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods». *Econometrica*, vol. 37: 424-438 (1969).
- GRANGER, C. W. J., and NEWBOLD, P.: *Forecasting Economic Time Series*. New York Academic Press, 1977.
- GRIFFITH, G. R.: «A Note on the Pig Cycle in Australia». *Austr. J. Agr. Econ.*, 21, núm. 2 (1977).
- HAUDGH, L. D., and BOX, G. E. P.: «Identification of Dynamic Regression (Distributed Lag) Models Connecting Two Time Series». *J. Amer. Statist Assoc.*, 72: 121-130 (1977).
- HILL and INGERSENT: *An Economic Analysis of Agriculture*. London, Heinemann, 1977.
- JENKINS, G.: *Practical Experiences with Forecasting*. G. J. P. Editors, 1979.
- KULSHRESHTHA, S. N., and WILSON, A. G.: «Long Swing Hypothesis for Cattle and Hog Output and Prices in Canada: An Application of Spectral Analysis». *Cand. J. Agr. Econ.*, 22 (1974).
- LAKSHMINARAYAN, L.; LAKSMANAN, R.; PAPINEAU, R. L., and ROCHETTE, R.: «Box-Jenkins Model for the Broiler Chicken Industry». *Cand. J. Agr. Econ.*, 25, núm. 3 (1977).

- MALHOMME, C.: «Les Prix Agricole dans l'inflation». *Economie et Statistiques*, 40 (1972).
- MASSON, PH.: «Le Role des Prix Agricole dans l'Evolution des Prix de Detail». *Economie Rural*, 67, 1975.
- PARIKH, A.: «A Study on Coffee Prices. A Spectral Approach». *Canad. J. Agr. Econ.*, 19 (1971).
- QUENOUILLE, M. H.: *The Analysis of Multiple Time Series*. Charles Griffin, 1968.
- RAUSSER, G. C., and CARGILL, T. F.: «The Existence of Broiler Cycles: An Application of Spectral Analysis». *Amer. J. Agr. Econ.*, 52, núm. 1 (1970).
- REVELL, B. J.: «Short-term Forecasts of U. K. Monthly Fat Cattle Slaughtering, Beef and Veal Production And Producer Returns for Fat Cattle: An Application of Box-Jenkins Forecasting». *The Outlook for Beef in the United Kingdom*. In Allen G. (ed.), School of Agriculture, Aberdeen.
- SHEPHERD, G. S.: *Agricultural Price Analysis*. Iowa State University Press, 1963.
- TANGERMAN, E., and HEIDNE, J.: «Inflation and Agriculture in the EEC». *European Review of Agr. Econ.*, 1973.
- VAN HEGHE, F.: «L'Inflation et l'Agriculture». *Institute Economique Agricole*. Notes de l'EIA, núm. 41, Bruxelles, 1974.
- WEISS, J. S.: «A Spectral Analysis of World Cocoa Prices». *Amer. J. Agr. Econ.*, 52, núm. 1 (1970).

SUMMARY

The present paper aims at the empirical study of how origin and consumer prices are interrelated in the chicken sector in Spain; the methodology used is that of the ARIMA time series parameter models.

Key words: times series; ARIMA models; origin-consumer relation.

AMS, 1970. Subject classification: 90A20.

