

La respuesta de oferta de ganado porcino en España

PEDRO CALDENTY ALBERT

Catedrático de Comercialización
y Divulgación Agraria

y
ANTONIO TITOS MORENO *

Profesor agregado de Comercialización
y Divulgación Agraria

1. *Objetivos del presente trabajo*

Es un hecho bien conocido que los precios del ganado y de la carne de porcino presentan a lo largo del tiempo importantes oscilaciones, hecho que, por otra parte, ocurre con otros productos agrarios.

En el caso del ganado y la carne de porcino, es familiar para los economistas y estudiosos del mercado el llamado «ciclo del cerdo», el cual consiste en que tanto los precios como los sacrificios experimentan una evolución cíclica cuya duración varía según épocas y países. Esta evolución es consecuencia de las decisiones tomadas por los productores de ganado porcino para sacrificio, las cuales se basan frecuentemente en los precios del cerdo, así como en otras variables como precios de piensos, otros costes, etc. Ahora bien, como la producción tiene lugar un cierto número de meses más tarde al momento en el que toman la decisión, ésta se basa no en el precio percibido, sino en el precio que ellos esperan van a percibir, así como en el precio que esperan pagar por la compra de piensos.

La existencia del ciclo del cerdo se ha comprobado en muchos países. En un estudio reciente realizado por Caldentey [4] se comprueba la existencia del ciclo del cerdo en España, de una forma ininterrumpida, en el período 1959-1977. La duración del ciclo es de unos cuarenta y un meses, o sea, de casi *tres años y medio* o de *catorce trimestres*.

(*) Catedrático y profesor agregado, respectivamente, de Comercialización y Divulgación Agraria de la Escuela Técnica Superior de Ingenieros Agrónomos de la Universidad de Córdoba.

Gran parte de la elaboración y proceso de datos ha sido realizado por Tomás de Haro Giménez, profesor ayudante en Comercialización y Divulgación Agraria de la ETSIA de la Universidad de Córdoba.

El presente trabajo intenta analizar cuantitativamente la respuesta de oferta de los productores de ganado porcino a los precios del ganado y de los piensos, teniendo en cuenta la influencia que éstos tienen en distintos periodos cercanos al de la toma de la decisión.

2. *Los estudios de oferta de productos agrarios*

Así como los estudios cuantitativos relativos a la demanda gozan de una gran tradición, iniciándose en el primer cuarto del siglo actual, los estudios cuantitativos de oferta comienzan a aparecer con posterioridad. En los años 50 es cuando empiezan a ser relativamente abundantes estos estudios, principalmente en Estados Unidos, país en el que se han incrementado notablemente en los últimos años, sobre todo en lo que se refiere a cultivos anuales y a ganado. En los últimos años también se extienden estos estudios a otros países, tanto desarrollados como subdesarrollados. Una interesante recopilación de estos trabajos se encuentra en Askari y Cummings [2]. Por lo que respecta a nuestro país, los estudios realizados hasta la fecha son relativamente escasos.

Los estudios cuantitativos de oferta de productos agrarios se pueden clasificar en varios grupos:

1. Los que se basan en el análisis econométrico de series históricas.
2. Los que se basan en programación lineal o programación matemática en general.
3. Los que utilizan otras técnicas de análisis.

El presente trabajo se incluye entre los contemplados en el grupo primero.

3. *El modelo de Nerlove*

De gran importancia para el análisis de la oferta de productos agrarios es el modelo desarrollado en los años 50 por Nerlove [12], [13], [14], ampliamente aplicado por distintos autores en años siguientes.

El modelo, elaborado inicialmente para cultivos anuales, se basa en un concepto que Nerlove llama *oferta deseada a largo plazo* y que es distinta de la oferta corriente. Según este autor, la oferta deseada a largo plazo Q_t^x es función del precio del año anterior, es decir:

$$Q_t^x = a + bP_{t-1} \quad (1.3)$$

Pero la hipótesis fundamental del modelo es la que relaciona la oferta deseada con la oferta observada:

$$Q_t - Q_{t-1} = \gamma [Q_t^x - Q_{t-1}] \quad 0 < \gamma \leq 1 \quad (2.3)$$

en donde

- Q_t = Oferta corriente del año t .
- Q_{t-1} = Oferta corriente del año $t - 1$.
- Q_t^x = Oferta deseada a largo plazo en el año t .
- γ = Coeficiente de ajuste.

Según la ecuación (2.3), la oferta corriente es igual a la oferta del año anterior aumentada (o disminuida) en un porcentaje de $(Q_t^x - Q_{t-1})$. El valor de γ difiere según agricultores, reflejando su distinto comportamiento. En el caso en que $\gamma = 1$, sería $Q_t = Q_t^x$; es decir, que la oferta sería función del precio del año anterior, hipótesis muy frecuentemente utilizada (por ejemplo, en el modelo teórico conocido por teorema de la telaraña).

Si sustituimos (1.3) en (2.3) y despejamos Q_t , obtenemos:

$$Q_t = \gamma a + (1 - \gamma) Q_{t-1} + \gamma b P_{t-1} \quad (3.3)$$

La ecuación (3.3) nos indica que la oferta del año actual es función de la oferta del año anterior y del precio del año anterior. Es importante observar que la influencia del precio sobre la oferta a largo plazo (b) es mayor que la influencia sobre la oferta a breve plazo (γb), en el caso general en que $\gamma < 1$. La consecuencia más importante es que se puede hablar de elasticidades a largo y a breve plazo.

Aplicando la ecuación (3.3) a los años $t, t - 1, t - 2, \dots$, y realizando sustituciones, se obtiene la siguiente expresión:

$$Q_t = a + \gamma b P_{t-1} + \gamma b(1 - \gamma) P_{t-2} + \gamma b(1 - \gamma)^2 P_{t-3} + \dots + \gamma b(1 - \gamma)^3 P_{t-4} + \dots \quad (4.3)$$

es decir, que la hipótesis del modelo expresada a través de la ecuación (2.3) equivale a decir que la oferta corriente es función no solamente del precio del año anterior, sino también de los precios de años precedentes, siendo la

influencia de cada uno de ellos menos importante a medida que nos alejamos del año actual. El modelo de Nerlove amplía, por tanto, la hipótesis simplificada de considerar que el único precio que tiene influencia es el del año anterior (lo cual equivale a $\gamma = 1$) (1).

La aplicación del modelo de Nerlove consiste en estimar la ecuación siguiente:

$$Q_t = a_0 + a_1 Q_{t-1} + a_2 P_{t-1} \quad (5.3)$$

siendo

$$a_0 = \gamma a; \quad a_1 = 1 - \gamma \quad y \quad a_2 = \gamma b$$

A partir de la ecuación (5.3) se obtiene la ecuación de comportamiento a largo plazo, así como el coeficiente de ajuste:

$$\gamma = 1 - a_1 \quad a = a_0 / (1 - a_1) \quad b = a_2 / (1 - a_1)$$

La ecuación (4.3) a su vez queda de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} Q_t &= \frac{a_0}{1 - a_1} + a_2 P_{t-1} + a_2 a_1 P_{t-2} + a_2 a_1^2 P_{t-3} + a_2 a_1^3 P_{t-4} + \dots = \\ &= \beta_0 + \beta_1 P_{t-1} + \beta_2 P_{t-2} + \beta_3 P_{t-3} + \beta_4 P_{t-4} + \dots \end{aligned} \quad (6.3)$$

4. Adaptación del modelo de Nerlove a la oferta de ganado porcino

La aplicación se ha hecho a partir de los datos utilizados en el estudio de Caldenty [4]. Se han sustituido los datos mensuales, que en aquél

(1) A unas conclusiones similares se llega también a partir de la siguiente hipótesis sustitutiva de la (2.3):

$$P_t^x - P_{t-1}^x = \delta (P_{t-1} - P_{t-1}^x)$$

en donde:

P_t^x = precio esperado para el año t;

P_{t-1}^x = precio esperado para el año t-1;

P_{t-1} = precio real para el año t-1;

δ = Coeficiente de expectación.

La ecuación de comportamiento, sustitutiva de la (1.3), sería:

$$Q_t = a' + b' P_t^x, \text{ en donde } Q_t \text{ es la oferta del año } t.$$

se utilizaban, por datos trimestrales, dado que se ha considerado que el trimestre era un período más adecuado que el mes para analizar la influencia de los precios sobre la oferta.

Sin embargo, el modelo inicial de Nerlove ha tenido que ser modificado, puesto que el estudio del ciclo del cerdo indica que la influencia sobre la oferta no es ejercida por el precio del período anterior, sino por el precio de seis o siete períodos anteriores (trimestres). Ha habido que proceder, en consecuencia, a una modificación del modelo de Nerlove en la forma que se indica a continuación:

$$Q_t^* = a + b P_{t-6} \quad (1.4)$$

$$Q_t - Q_{t-1} = [Q_t^* - Q_{t-1}^*] \gamma \quad (2.4)$$

$$Q_t = \gamma a + (1 - \gamma) Q_{t-1} + \gamma b P_{t-6} \quad (3.4)$$

$$Q_t = a + \gamma b P_{t-6} + \gamma b (1 - \gamma) P_{t-7} + \gamma b (1 - \gamma)^2 P_{t-8} + \dots \quad (4.4)$$

$$Q_t = a_0 + a_1 Q_{t-1} + a_2 P_{t-6} \quad (5.4)$$

$$Q_t = \frac{a_0}{1 - a_1} + a_2 P_{t-6} + a_2 a_1 P_{t-7} + a_2 a_1^2 P_{t-8} + \dots = \beta_0 + \beta_6 P_{t-6} + \beta_7 P_{t-7} + \beta_8 P_{t-8} + \dots \quad (6.4)$$

Las relaciones entre a , b y γ , por una parte, y a_0 , a_1 , a_2 son las mismas que las indicadas para el modelo inicial de Nerlove.

5. Aplicación del modelo de Nerlove a la oferta de ganado porcino en España

En el estudio de Caldentey [4] antes citado, se observa que el ciclo de precios y sacrificios de ganado porcino se transmitía a los precios de la cebada, por lo que se ha considerado de interés analizar la influencia sobre los sacrificios, bien del precio del cerdo, bien de la relación de precios cerdo/cebada. Como antes se ha indicado, el análisis se ha hecho a partir de datos trimestrales. Dado que el ciclo era de unos catorce trimestres se ha estudiado en el presente análisis la influencia del precio correspondiente a siete trimestres anteriores; alternativamente se ha estudiado la influencia del precio correspondiente a seis trimestres anteriores. Para tener en cuenta la fuerte tendencia de los sacrificios se ha incluido una variable T^2 (2). Por último, la señalada estacionalidad en los sacrificios se

(2) En un principio se intentó representar la tendencia a través de una componente lineal (T) y otra cuadrática (T^2), pero la elevada correlación entre las dos obligó a elegir una de ellas. Se eligió T^2 porque gráficamente se observa que la tendencia es más de tipo cuadrático que lineal.

tuvo en cuenta, incluyendo las variables ficticias, 0-1 para los tres primeros trimestres del año.

Las variables consideradas fueron, por tanto, las siguientes:

Q_t = Sacrificios trimestrales de cerdo, en Tm. de carne canal.

Q_{t-1} = Sacrificios del trimestre anterior.

P_{t-6} = Precio del cerdo, en pesetas, de 1.955/kilo vivo en el trimestre $t - 6$ (precios deflacionados con el índice de precios al por mayor).

P_{t-7} = Id. Id. en el trimestre $t - 7$.

R_{t-6} = Relación precios kilo vivo de cerdo/kilo cebada en el trimestre $t - 6$.

R_{t-7} = Id. Id. en el trimestre $t - 7$.

T^2 = Variable de tendencia (4.º trimestre de 1960 = 8; 2.º trimestre de 1977 = 74).

S_1 = Variable ficticia (1.º trimestre = 1; 2.º, 3.º y 4.º trimestre = 0).

S_2 = Variable ficticia (2.º trimestre = 1; 1.º, 3.º y 4.º trimestre = 0).

S_3 = Variable ficticia (3.º trimestre = 1; 1.º, 2.º y 4.º trimestre = 0).

Las curvas ajustadas responden a las ecuaciones:

$$Q_t = A + B Q_{t-1} + C R_{t-6} + D T^2 + E S_1 + F S_2 + G S_3, \dots \quad (I)$$

$$Q_t = A + B Q_{t-1} + C R_{t-7} + D T^2 + E S_1 + F S_2 + G S_3, \dots \quad (II)$$

$$Q_t = A + B Q_{t-1} + C P_{t-6} + D T^2 + E S_1 + F S_2 + G S_3, \dots \quad (III)$$

$$Q_t = A + B Q_{t-1} + C P_{t-7} + D T^2 + E S_1 + F S_2 + G S_3, \dots \quad (IV)$$

siendo los coeficientes de regresión y los estadísticos correspondientes cada uno de estos cuatro modelos, los que se exponen en el Cuadro número 1.

Debajo de cada uno de los coeficientes de regresión estimados, aparece entre paréntesis el valor del estadístico t de Student.

CUADRO NUM. 1

Resultados obtenidos por la aplicación del modelo de Nerlove

Coefficientes de regresión	I (R_{t-6})	II (R_{t-7})	III (P_{t-6})	IV (P_{t-7})
Término independiente	63,567 (6,96)	65,187 (6,46)	35,588 (2,47)	28,994 (1,69)
Q_{t-1}	0,3196 (2,77)	0,3181 (2,52)	0,3496 (3,27)	0,2797 (2,30)
R_{t-6}	6,2275 (4,06)	—	—	—
R_{t-7}	—	5,7868 (3,44)	—	—
P_{t-6}	—	—	3,7300 (4,42)	—
P_{t-7}	—	—	—	3,9208 (4,07)
T^2	0,0131 (5,54)	0,0133 (5,24)	0,0142 (5,90)	0,0157 (5,80)
S_1	— 53,95 (— 5,20)	— 50,90 (— 4,34)	— 57,25 (— 5,94)	— 44,00 (— 3,71)
S_2	— 97,47 (— 12,63)	— 95,46 (— 11,13)	— 102,49 (— 14,60)	— 90,46 (— 10,43)
S_3	— 90,11 (— 22,41)	— 89,39 (— 21,37)	— 93,74 (— 23,69)	— 89,03 (— 21,97)
<i>Estadísticos</i>				
R^2	0,9579	0,9552	0,9595	0,9579
F	227,78	213,31	237,12	227,95
Cof. Durbin Watson	1,869	1,665	1,956	1,705
«h» de Durbin	1,612	s. s.	0,372	60,816
«U» de Theil	0,0861	0,0888	0,0844	0,0861

s. s. = sin sentido.

Con relación al estadístico de Durbin-Watson (D-W), utilizado para ver si existía autocorrelación social en los residuos, hay que decir que Durbin [7] sólo admite la validez de este test en los casos en que las variables independientes no incluyen variables dependientes retardadas. Dado que en nuestros modelos esto no se cumple, aceptamos la sugerencia de utilizar un nuevo estadístico, h , con el que se elimina el problema de la utilización de dichas variables retardadas (3).

Haciendo uso de las ecuaciones (3.4), (5.4) y (6.4), y de los coeficientes reseñados en el Cuadro número 1, pueden obtenerse los parámetros que resultan de aplicar el modelo de Nerlove a la oferta de cerdo en España. El Cuadro número 2 recoge para los cuatro modelos estimados los valores del coeficiente de ajuste γ , los coeficientes β y el valor de b . Las elasticidades oferta/precios, ϵ^P (o bien oferta/relación de precios, ϵ^R), a breve y a largo plazo, que también aparecen en este Cuadro, han sido calculadas para valores medios de precios, relaciones de precios y cantidades ofrecidas en cada uno de los períodos de tiempo considerados en los distintos modelos.

Se han utilizado las expresiones:

$$\epsilon^P = \frac{\delta Q_t}{\delta P_{t-j}} \cdot \frac{\bar{P}_{t-j}}{\bar{Q}_t} \quad (j = 6.7)$$

$$\epsilon^R = \frac{\delta Q_t}{\delta R_{t-j}} \cdot \frac{\bar{R}_{t-j}}{\bar{Q}_t} \quad (j = 6.7)$$

(3) El cálculo del estadístico « h » de Durbin se lleva a efecto a través de la fórmula:

$$h = \left(1 - \frac{1}{2} d\right) \sqrt{\frac{N}{1 - N \cdot V(\beta_1)}}$$

donde: d = estadístico D-W

N = Núm. de estimaciones (tamaño de la muestra)

$V(\beta_1)$ = estimador de la varianza del coeficiente β_1 , que afecta a la variable dependiente retardada.

Cuando $h < \pm 1,645$, no hay correlación, siendo el nivel de confianza del 95 por 100.

CUADRO NUM. 2

Cálculo de parámetros resultantes del modelo de Nerlove

	$\frac{I}{(R_{t-6})}$	$\frac{II}{(R_{t-7})}$	$\frac{III}{(P_{t-6})}$	$\frac{IV}{(P_{t-7})}$
Coefficiente de ajuste	0,6804	0,6819	0,6504	0,7203
Coefficientes β :				
t — 6	6,2275	—	3,7300	—
t — 7	1,9903	5,7868	1,3040	3,9108
t — 8	0,6361	1,8408	0,4588	1,0866
t — 9	0,2033	0,5855	0,1594	0,3067
t — 10	0,0650	0,1862	0,0557	0,0858
t — 11	0,0207	0,0592	0,0195	0,0240
—	—	—	—	—
—	—	—	—	—
—	—	—	—	—
—	—	—	—	—
—	—	—	—	—
b	9,1527	8,4863	5,7349	5,42
Elasticidades:				
— Breve plazo	0,418	0,384	0,651	0,673
— Largo plazo	0,614	0,562	1,001	0,931

Obsérvese que las derivadas parciales no son sino los coeficientes de regresión de las variables P_{t-6} , P_{t-7} , R_{t-6} y R_{t-7} para cada uno de los modelos ensayados. De la expresión (3.4) puede deducirse que estos coeficientes toman el valor γb para las elasticidades a *breve plazo* (ϵ_{BP}). Análogamente, de la ecuación (1.4) se deduce que el valor de dichos coeficientes es b para las elasticidades a *largo plazo* (ϵ_{LP}). Por tanto, ambas elasticidades están relacionadas por el coeficiente de ajuste, γ , de manera que:

$$\epsilon_{BP} = \gamma \epsilon_{LP}$$

De los Cuadros números 1 y 2, anteriormente citados, pueden extraerse algunas conclusiones, entre las que destacamos como más importantes las siguientes:

a) Refiriéndonos en primer lugar a las regresiones ensayadas y sus estadísticos, se observa claramente un alto valor del coeficiente de determinación R^2 para las cuatro hipótesis ajustadas, pudiéndose decir también que todas presentan muy bajos valores para el estadístico de Theil. Todo ello muestra que el ajuste realizado en cada uno de los casos es bueno, por lo que los distintos modelos describen bastante bien la evolución de los datos reales.

La significatividad de las regresiones ajustadas puede medirse a través de los estadísticos t (para cada uno de los parámetros estimados) y F (para todo el conjunto). Los altos valores que presentan indican que la significatividad de los resultados obtenidos sea muy buena.

Por lo que se refiere a los coeficientes D-W, sus valores muestran que no existe autocorrelación en los modelos I y III, quedando una interrogante en los modelos II y IV. Además, y como se dijo anteriormente, se ha utilizado el estadístico «h» para tratar la autocorrelación, habida cuenta de que existen variables dependientes retardadas. Los resultados obtenidos muestran ausencia de autocorrelación en los modelos I y III solamente.

b) De las cuatro regresiones ensayadas, podemos deducir a través de sus estadísticos, que en relación a los periodos elegidos, $t - 6$ y $t - 7$, son mejores los modelos correspondientes a $t - 6$, tanto cuando se utilizan los precios (P) como las relaciones de precios (R) como variables independientes. Por otro lado son estos dos modelos (I y III) los que no presentan autocorrelación según vimos en el apartado anterior.

De entre ellos dos, utilizando el I la variable R y el III la P , elegimos como el mejor el que presenta los mejores estadísticos, tanto de ajuste

como de significatividad. En el Cuadro número 1 puede observarse que es el III el que mejores estadísticos tiene. Concluimos, por lo tanto, que según el modelo de Nerlove, la oferta de porcino en España está más influenciada por los precios de porcino que por las relaciones de precios (ganado porcino/cebada).

c) El comportamiento del productor que hace que la oferta observada sea diferente de la deseada, viene expresado por la ecuación (2.4), a través de γ . Si nos referimos exclusivamente al modelo III anteriormente seleccionado, el Cuadro número 2 nos muestra que $\gamma = 0,65$. Ello quiere decirnos que la oferta corriente es, en este caso, igual a la oferta del trimestre anterior, modificada en aproximadamente las dos terceras partes del incremento de oferta que el agricultor hubiese deseado ($Q_t^* - Q_{t-1}$).

Al ser γ distinto a la unidad, las elasticidades a breve y a largo plazo son distintas, como puede verse en dicho Cuadro.

d) Si analizamos los valores de β para cualquiera de los modelos ensayados, observamos que decrecen fuertemente al alejarnos en el tiempo. Según el modelo de Nerlove, el productor responde al precio del trimestre $t - 6$ y a los de los períodos anteriores con influencias fuertemente decrecientes. Esto puede observarse gráficamente más adelante en los Gráficos 1 y 2, en los que se compara la evolución de los valores de β obtenidos a través de este modelo, con la de los obtenidos por medio del modelo polinómico.

e) Con referencia a las elasticidades correspondientes a los modelos que utilizan variables R (I y III) o P (II y IV), se observa que tanto a corto como a largo plazo las ϵ^P son superiores a las ϵ^R .

¿Cómo se explican estas diferencias entre elasticidades a favor de ϵ^P ? La razón estriba en que los modelos que utilizan P no tienen en cuenta el efecto del precio de la cebada, mientras que los que utilizan R sí lo tienen. (Recuérdese que $R = P/C$, donde C es el precio de la cebada.)

Fijémonos en el modelo III. En el mismo no se ha utilizado el precio de la cebada como variable independiente, ya que el estar altamente correlacionado con el precio del cerdo, P, no pueden ser incluidas ambas en un mismo modelo como variables explicativas. Sin embargo, el modelo I que utiliza R, tiene en cuenta el valor de C.

Observando los ciclos seguidos en el tiempo por P y por C en Caldentey [4], vemos que cuando P aumenta, C disminuye, y viceversa. Es decir, siguen ciclos opuestos. Dado que $R = P/C$, si P sube, C baja y R aumen-

tará proporcionalmente *más* de lo que P lo haya hecho, pudiéndose escribir que $dR/R > dP/P$.

Por el contrario, cuando P baja, C sube y R disminuye proporcionalmente *más* de lo que disminuye P. Es decir que:

$$-\frac{dR}{R} < -\frac{dP}{P}, \text{ o lo que es igual:}$$

$$\frac{dR}{R} > \frac{dP}{P}$$

Véase que en ambos casos se cumple que es mayor la variación relativa de R que la de P.

Para una misma variación relativa de la oferta de cerdo, dQ/Q , deberá cumplirse:

$$\frac{dQ}{Q} = \epsilon^P \frac{dP}{P} = \epsilon^R \frac{dR}{R}$$

de donde se deduce que si siempre $dR/R > dP/P$, deberá cumplirse también siempre que $\epsilon^P > \epsilon^R$.

f) ¿Cuál será la relación entre los precios del cerdo y de la cebada? Supongamos que P y C están relacionadas por la ecuación:

$$\frac{dC}{C} = r \frac{dP}{P}$$

donde r es la respuesta elástica del precio de la cebada a la variación relativa del precio del cerdo. Su valor deberá ser negativo según se deduce de lo dicho anteriormente sobre el opuesto comportamiento de la evolución de los precios P y C en el tiempo, y estará relacionado con ϵ^P y ϵ^R por la ecuación (4):

$$\epsilon^P / \epsilon^R = (1 - r)$$

(4) Partiendo de $R = P/C$ y $dC/C = r \cdot dP/P$, tenemos:

$$\frac{dR}{R} = \frac{d(P/C)}{P/C} = \frac{C \cdot dP - P \cdot dC}{C^2 \cdot P/C} = \frac{C \cdot dP - P \cdot dC}{P \cdot C}$$

Como: $P \cdot dC = r \cdot C \cdot dP$.

$$\frac{dR}{R} = \frac{C \cdot dP - r \cdot C \cdot dP}{P \cdot C} = \frac{dP}{P} (1 - r)$$

De donde:

$$\frac{dR/R}{dP/P} = \frac{\frac{dQ/Q}{dP/P}}{\frac{dQ/Q}{dR/R}} = \frac{\epsilon^P}{\epsilon^R} = (1 - r)$$

Tendremos, por tanto, un valor de r , comparando los modelos I y III, de:

$$r = 1 - \frac{\epsilon^P}{\epsilon^R} = 1 - \frac{0,651}{0,418} = -0,56$$

Las variaciones relativas de P y C expresadas por la ecuación:

$$\frac{dC}{C} = -0,56 \cdot \frac{dP}{P}$$

se ajustan bastante bien a las observadas comparando los gráficos reales de evolución en el tiempo de P y C y expuestas en Caldentey [4], por lo que damos por válida la suposición anterior.

g) Podemos, por último, obtener la elasticidad de la oferta del cerdo respecto del precio de la cebada, C , de la forma siguiente:

$$\epsilon^C = \frac{dQ/Q}{dC/C} = \frac{dQ/Q}{dP/P} \cdot \frac{dP/P}{dC/C} = \epsilon^P \cdot \frac{1}{r} = \frac{0,651}{-0,56} = -1,16$$

que nos indica que la oferta disminuye en un 1,16 por 100 cuando el precio de la cebada aumenta en un 1 por 100. Como es obvio, esta elasticidad ya tiene en cuenta, implícitamente, el cambio que experimente también el precio del cerdo.

6. El modelo retardado polinómico

El modelo de Nerlove es en realidad un caso particular de un modelo del tipo

$$Q_t = a + \sum_i \beta_i P_{t-i}, \quad (1.6)$$

en donde

$$\beta_i = \gamma b (1 - \gamma)^{i-1} \quad (2.6)$$

Es, por tanto, un modelo de tipo geométrico en el que la influencia de los precios es menor cuanto más alejado del período actual es el período al que corresponde el precio.

Sin embargo, aceptando el modelo general indicado en la ecuación (1.6), pueden variar las hipótesis relativas a los coeficientes β_i .

Una hipótesis distinta de la Nerlove es la que considera que β_i es de tipo polinómico, lo que da lugar a un modelo distinto que llamamos modelo retardado polinómico. Esta hipótesis fue expuesta por primera vez por Almon [1] en un análisis relativo a inversiones en distintos sectores económicos de Estados Unidos. Posteriormente ha sido aplicado el modelo por distintos autores a la oferta de productos ganaderos.

Entre otros trabajos destacamos los siguientes, los cuales se proponen, en general, objetivos distintos:

- Chen, Courtney y Schmitz [5] comparan el modelo de Nerlove y el modelo polinómico aplicado a la oferta de leche en Estados Unidos en el período 1953-1968.
- Meilke, Zwart y Martin [11] aplican también ambos a la oferta de cerdo en Estados Unidos y en Canadá en el período 1961-1972.
- Kulshreshtha [8] aplica el modelo polinómico a la oferta de ganado vacuno en Canadá, en el período 1954-1974.
- Meilke [10] aplica el modelo polinómico a la oferta de cerdo en Estados Unidos, en los períodos 1960-1969 y 1970-1975.

El modelo se basa en la siguiente hipótesis:

$$\beta_i = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 i^2 + \alpha_3 i^3 + \dots + \alpha_n i^n \quad (3.6)$$

que es alternativa de la (2.6) correspondiente al modelo de Nerlove. La hipótesis puede basarse en distintos valores de n . En el caso muy frecuentemente utilizado de $n = 2$, la hipótesis pasa a ser:

$$\beta_i = \beta_0 + \beta_1 i + \beta_2 i^2 \quad (4.6)$$

Esta última hipótesis indica que los valores de β van subiendo a medida que nos alejamos del período actual, hasta que llegan a un máximo y a partir de entonces van disminuyendo, mientras que la hipótesis de Nerlove indicaba que los valores de β iban disminuyendo a partir del período inicial. En principio, por tanto, esta hipótesis parece más adecuada para el estudio de la oferta de productos ganaderos y de la oferta del cerdo, en particular, ya que permite suponer una influencia máxima de los precios de un determinado período, con influencias menores de los precios de períodos anteriores y posteriores.

Ahora bien, mientras en el modelo de Nerlove los coeficientes β eran decrecientes pero siempre positivos, en el modelo retardado polinómico, al variar los coeficientes β en función del valor de un polinomio de segundo grado, llega un momento en que adquieren valores negativos, lo cual va en contra de la lógica económica. Por ello es necesario establecer restricciones en relación al número de períodos considerados.

Algunos autores, como Chen, Courtrey y Schmitz [5] y Meilke, Zwart y Martín [11], aplican únicamente la restricción relativa al último período cuyo precio tiene influencia sobre la oferta, es decir:

$$\beta_K = 0; \alpha_0 + K\alpha_1 + K^2\alpha_2 = 0 \quad (5.6)$$

por lo que

$$\beta_i = \alpha_1 (i - K) + \alpha_2 (i^2 - K^2) \quad (6.6)$$

sustituyendo (6.6) en (1.6), el modelo queda de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} Q_t &= a + \sum_{i=0}^{i=K-1} [\alpha_1 (i - K) + \alpha_2 (i^2 - K^2)] P_{t-i} = \\ &= a + \alpha_1 \sum_{i=0}^{i=K-1} (i - K) P_{t-i} + \alpha_2 \sum_{i=0}^{i=K-1} (i^2 - K^2) P_{t-i} = \\ &= a + \alpha_1 W_1 + \alpha_2 W_2 \end{aligned} \quad (7.6)$$

siendo

$$W_1 = \sum_{i=0}^{i=K-1} (i - K) P_{t-i} \text{ y } W_2 = \sum_{i=0}^{i=K-1} (i^2 - K^2) P_{t-i}$$

La forma de actuar consiste en estimar la ecuación (7.6) y, por tanto, los coeficientes a , α_1 , y α_2 . A partir de ellos, habrá que calcular por medio de la expresión (6.6) los coeficientes β .

Otros autores, por su parte, establecen dos restricciones al número de períodos igualando a cero tanto un último como un primer período. Este es el caso de Almon [1] y de Kulshreshtha [8]. Se trata, por ejemplo, de igualar a cero los valores β de la ecuación (4.6) para $i = 0$ y para $i = K$.

$$\left. \begin{aligned} \beta_0 = \alpha_0 = 0 \\ \beta_K = \alpha_0 + \alpha_1 K + \alpha_2 K^2 = 0 \end{aligned} \right\} \quad (8.6)$$

por lo que

$$\alpha_1 = -\alpha_2 K$$

y

$$\beta_i = -\alpha_2 Ki + \alpha_2 i^2 = \alpha_2 i (i - K) \quad (9.6)$$

sustituyendo (9.6) en (1.6) el modelo queda de la siguiente forma:

$$Q_i = a + \alpha_2 \sum_{i=1}^{i=K-1} i (i - K) P_{i-1} = a + \alpha_2 W \quad (10.6)$$

siendo

$$W = \sum_{i=1}^{i=K-1} i (i - K) P_{i-1}$$

El procedimiento es análogo al caso anterior; es decir, se estima la ecuación (10.6) y, por tanto, los coeficientes a y α_2 , y a partir de la fórmula (9.6) se calculan los coeficientes β .

Con esta segunda modalidad, es decir, la consistente en establecer dos restricciones cero a los coeficientes β , nos encontramos con el inconveniente de que para los distintos períodos los coeficientes β adquieren valores simétricos respecto al período de valor máximo. En efecto, por ejemplo, para $K = 11$ el valor máximo de β es $\beta_5 = -25 \alpha_2$, siendo $\beta_4 = \beta_6 = -24 \alpha_2$; $\beta_3 = \beta_7 = -21 \alpha_2$, etc. Esta segunda modalidad del modelo es, por tanto, algo más restrictiva.

El modelo también puede aplicarse estableciendo restricciones cero para $i = K$ y para $i = 1$ ó $i = 2$, etc., en lugar de $i = 0$, con lo cual se obtendrían ecuaciones alternativas a las (9.6) y (10.6).

En todo caso, la aplicación del modelo debe ir precedida de la elección del valor K , y en el caso de usar un polinomio de mayor grado, de la elección del valor n .

7. *Aplicación del modelo polinómico a la oferta de ganado porcino en España*

La aplicación del modelo retardado polinómico se hizo con los mismos datos usados en el modelo de Nerlove, es decir, con los datos trimestrales que van desde 1969 al primer trimestre de 1977.

En un principio se intentó aplicar la modalidad representada por la ecuación (7.6), pero al ser el coeficiente de correlación entre W_1 y W_2 muy

elevado se presentaba un problema de multicolinealidad que no permitía con el método de mínimos cuadrados la obtención de estimaciones adecuadas. El problema de la multicolinealidad seguía existiendo cuando se calculaban W_1 y W_2 en función de las primeras diferencias de la serie de precios (5).

En consecuencia, se procedió a aplicar la modalidad basada en la ecuación (10.6). Igual que en la aplicación del modelo de Nerlove, el análisis se realizó teniendo en cuenta, bien los precios del ganado porcino (pesetas de 1955/Kg. vivo), bien la relación entre los precios del ganado porcino y de la cebada. La variable W se calculó para valores de $K = 11, 12, 13$ y 14 . También se le añadieron a los modelos las mismas variables de tendencia y de estacionalidad consideradas en el modelo de Nerlove.

Las variables consideradas fueron, por tanto, las siguientes:

- Q_t = Sacrificios trimestrales de cerdo, en Tm. carne canal.
- $W P_{11}$ = Variable W según ecuación (10.6), calculada con la serie de precios del cerdo (en ptas. de 1955/Kg. vivo) y para $K = 11$.
- $W R_{11}$ = Id., id. con relación de precio de cerdo y precio de cebada y para $K = 11$.
- $W P_{12}$ = Id., id. con precios del cerdo y para $K = 12$.
- $W R_{12}$ = Id., id. con relación de precios y $K = 12$.
- $W P_{13}$ = Id., id. con precios del cerdo y $K = 13$.
- $W R_{13}$ = Id., id. con relación de precios y $K = 13$.
- $W P_{14}$ = Id., id. con precios del cerdo y $K = 14$.
- $W R_{14}$ = Id., id. con relación de precios y $K = 14$.
- T^2 = Variable de tendencia.
- S_1 = Variable ficticia (1.º trimestre = 1; 2.º, 3.º y 4.º trimestre = 0).
- S_2 = Variable ficticia (2.º trimestre = 1; 1.º, 3.º y 4.º trimestre = 0).
- S_3 = Variable ficticia (3.º trimestre = 1; 1.º, 2.º y 4.º trimestre = 0).

Las curvas de regresión ajustadas son de los tipos:

$$Q_t = A + B \cdot W P_j + C T^2 + D S_1 + E S_2 + F S_3$$

$$Q_t = A + B \cdot W R_j + C T^2 + D S_1 + E S_2 + F S_3$$

(5) Para profundizar sobre este problema de multicolinealidad se hizo un cálculo de las variables W_1 y W_2 , a partir de una serie de números aleatorios y se comprobó que el coeficiente de correlación era superior a 0,90, por lo que puede llegarse a la conclusión de que la ecuación (7.6) es en general inaplicable.

donde j toma alternativamente los valores 11, 12, 13 y 14. Son, por tanto, ocho las estimaciones realizadas, cuyos resultados pueden verse en el Cuadro número 3. En dicho Cuadro se reseñan los coeficientes de regresión y los estadísticos correspondientes.

El modelo de oferta tal como se explica en la expresión (1.6), exige el conocimiento de los coeficientes β_i , cuyos cálculos pueden hacerse a partir de la ecuación (9.6), una vez conocidos los valores de α_2 para cada una de las hipótesis ensayadas.

Estos coeficientes β_i , así como las elasticidades oferta/precios, o bien oferta/relación de precios, solamente se han calculado para cuatro de las ocho hipótesis hasta ahora contempladas. La razón estriba en que los resultados obtenidos son muy similares en todas ellas, por lo que hemos elegido para posteriores estudios las mejores alternativas, basándonos para hacer la elección en el criterio de los mejores estadísticos.

El Cuadro número 4 recoge los distintos valores de β_i en cada uno de los modelos seleccionados. En todos ellos se ha tenido presente la hipótesis de partida:

$$\beta_0 = 0; \beta_K = 0$$

Las elasticidades, igual que se dijo en el modelo de Nerlove, se calculan a través de la expresión:

$$\epsilon^P = \frac{\delta Q_t}{\delta P_{t-i}} \cdot \frac{\bar{P}_{t-i}}{\bar{Q}_t} \quad (i = 1, \dots, 11 \text{ ó } 12)$$

$$\epsilon^R = \frac{\delta Q_t}{\delta R_{t-i}} \cdot \frac{\bar{R}_{t-i}}{\bar{Q}_t} \quad (i = 1, \dots, 11 \text{ ó } 12)$$

De la ecuación (1.6) puede deducirse que: $\delta Q_t / \delta P_{t-i} = \beta_i$, por lo que la elasticidad a breve plazo (ϵ_{BP}) variaría con cada valor de i . En el Cuadro 5 quedan expuestos los valores correspondientes de ϵ_{BPi} para cada modelo y para cada valor de $t - i$. Se ha calculado además una elasticidad *agregada* como suma de las elasticidades a breve plazo y que puede interpretarse como una *elasticidad a largo plazo*:

$$\epsilon_{LP} = \sum_i \epsilon_{BPi}$$

CUADRO NUM. 3

Resultados obtenidos por aplicación del modelo retardado polinómico (n=2)

Coeficientes de regresión	K = 11		K = 12		K = 13		K = 14	
	W P ₁₁	W R ₁₁	W P ₁₂	W R ₁₂	W P ₁₃	W R ₁₃	W P ₁₄	W R ₁₄
Término independiente	-94,3928 (-2,23)	-15,0596 (-0,68)	-130,5397 (-2,91)	-32,3408 (-1,30)	-170,1299 (-3,29)	-49,8577 (-1,65)	-194,3158 (-2,90)	-59,0088 (-1,47)
W P ₁₁	-0,0483 (4,95)	-	-	-	-	-	-	-
W R ₁₁	-	-0,0836 (-5,85)	-	-	-	-	-	-
W P ₁₂	-	-	-0,0436 (-5,49)	-	-	-	-	-
W R ₁₂	-	-	-	-0,0731 (-6,00)	-	-	-	-
W P ₁₃	-	-	-	-	-0,0398 (-5,54)	-	-	-
W R ₁₃	-	-	-	-	-	-0,0644 (-5,50)	-	-
W P ₁₄	-	-	-	-	-	-	-0,0346 (-4,65)	-
W R ₁₄	-	-	-	-	-	-	-	-0,0545 (-4,38)
T ²	0,0227 (15,40)	0,0169 (11,32)	0,0229 (16,55)	0,0163 (10,88)	0,0232 (1,45)	0,0158 (9,50)	0,0232 (14,42)	0,0153 (7,63)
S ₁	-24,8477 (-7,43)	-24,6620 (-7,38)	-24,2458 (-7,14)	-24,3709 (-7,15)	-24,7473 (-7,08)	-24,8126 (-7,04)	-24,8867 (-6,97)	-24,7415 (-6,92)
S ₂	-75,7986 (-19,98)	-75,2916 (-20,10)	-75,5834 (-19,71)	-75,2422 (-19,70)	-75,2168 (-19,46)	-75,2448 (-19,33)	-75,5894 (-18,75)	-75,3673 (-13,86)
S ₃	-85,7495 (-25,37)	-85,4560 (-25,29)	-85,7157 (-24,74)	-85,4085 (-24,55)	-85,5876 (-24,49)	-85,4624 (-24,26)	-85,3401 (-23,94)	-85,3848 (-23,86)
Estadísticos								
R ²	0,9452	0,9495	0,9485	0,9509	0,9489	0,9482	0,9424	0,9409
F	193,00	210,45	202,68	213,10	200,51	198,81	173,44	168,66
D-W	1,920	1,914	1,921	1,907	1,922	1,902	1,907	1,886
U de Theil	0,1247	0,1122	0,1162	0,1092	0,1146	0,1144	0,1237	0,1275

LA RESPUESTA DE OFERTA DE GANADO PORCINO EN ESPAÑA

Por último, y en relación con el problema de la autocorrelación serial de los residuos, diremos que las primeras estimaciones realizadas directamente con los modelos del tipo:

$$X_1(t) = a_1 + a_2 X_2(t) + a_3 X_3(t)$$

ofrecían estadísticos D-W inaceptables por cuanto que ponía de relieve la existencia de autocorrelación. Para eliminarla ha sido preciso recurrir a una información autorregresiva consistente en utilizar nuevos modelos del tipo:

$$X_1^*(t) = a_1^* + a_2^* X_2^*(t) + a_3^* X_3^*(t)$$

donde:

$$X_1^*(t) = X_1(t) - \varphi X_1(t-1)$$

$$X_2^*(t) = X_2(t) - \varphi X_2(t-1)$$

$$X_3^*(t) = X_3(t) - \varphi X_3(t-1)$$

siento φ el coeficiente de autocorrelación de primer orden, igual a:

$$\varphi = \frac{\sum_{t=2}^n e(t) \cdot e(t-1)}{\sum_{t=2}^n e^2(t-1)}$$

y $e(t)$ el error observado entre el valor estimado y el valor real para el período t .

El paso de a_1^* , a_2^* y a_3^* a sus correspondientes a_1 , a_2 y a_3 del modelo inicial, es muy simple, pues:

$$a_1^* = a_1 (1 - \varphi)$$

$$a_2^* = a_2$$

$$a_3^* = a_3$$

como se deduce del desarrollo de $X_1^*(t)$ (6).

$$\begin{aligned} (6) \text{ Efectivamente: } X_1^*(t) &= X_1(t) - \varphi X_1(t-1) = \\ &= a_1 + a_2 X_2(t) + a_3 X_3(t) - \varphi [a_1 + a_2 X_2(t-1) + a_3 X_3(t-1)] = \\ &= a_1(1 - \varphi) + a_2 [X_2(t) - \varphi X_2(t-1)] + a_3 [X_3(t) - \varphi X_3(t-1)] = \\ &= a_1^* + a_2^* X_2^*(t) + a_3^* X_3^*(t) \end{aligned}$$

De donde se deduce, según se ha dicho anteriormente, que:

$$a_1^* = a_1(1 - \varphi); \quad a_2^* = a_2; \quad a_3^* = a_3$$

Pasando ahora al análisis de los resultados obtenidos, pueden extraerse las siguientes conclusiones:

a) Por lo que se refiere a los estadísticos, podemos observar en el Cuadro número 3 que todos los modelos ensayados ofrecen altos valores de R^2 y muy bajos para U, lo que nos indica un ajuste muy bueno.

Respecto a la significatividad de las regresiones puede decirse que, en conjunto, todas ellas son muy significativas, a la vista de los altos valores alcanzados por el estadístico F. Los estadísticos t para cada coeficiente, son también buenos en general.

La autocorrelación se ha eliminado de todos los modelos a través de

CUADRO NUM. 4

Cálculo de los valores β_i resultantes del modelo polinómico

	K = 12		K = 13	
	W P ₁₂	W R ₁₂	W P ₁₃	W R ₁₃
β_1	+ 0,480	+ 0,804	+ 0,478	+ 0,773
β_2	+ 0,872	+ 1,462	+ 0,876	+ 1,417
β_3	+ 1,177	+ 1,974	+ 1,194	+ 1,932
β_4	+ 1,395	+ 2,339	+ 1,433	+ 2,318
β_5	+ 1,596	+ 2,558	+ 1,592	+ 2,576
β_6	+ 1,570	+ 2,632	+ 1,672	+ 2,705
β_7	+ 1,526	+ 2,558	+ 1,672	+ 2,705
β_8	+ 1,395	+ 2,339	+ 1,592	+ 2,576
β_9	+ 1,177	+ 1,974	+ 1,433	+ 2,318
β_{10}	+ 0,872	+ 1,462	+ 1,194	+ 1,932
β_{11}	+ 0,480	+ 0,804	+ 0,876	+ 1,417
β_{12}	—	—	+ 0,478	+ 0,773
β_{13}	—	—	—	—
Total	12,47	20,906	14,49	23,442

la transformación autorregresiva de la que anteriormente se habló, y todos los valores D-W así lo indican.

b) Según los estadísticos analizados, los mejores modelos de los ocho ensayados son los que utilizan como variable independientes WR_{12} y WP_{13} , es decir, relaciones de precios con $K = 12$, y precios del cerdo con $K = 13$, respectivamente. No obstante, para poder comparar con los modelos que utilizan WP_{12} y WR_{13} , se han calculado los coeficientes β_i y las elasticidades correspondientes a estos cuatro modelos, como queda reseñado en los Cuadros 4 y 5.

CUADRO NUM. 5

Elasticidades. Modelo polinómico

	K = 12		K = 13	
	W P ₁₂	W R ₁₂	W P ₁₃	W R ₁₃
t - 1	0,0819	0,0545	0,0815	0,0523
t - 2	0,1489	0,0985	0,1494	0,0956
t - 3	0,2008	0,1323	0,2037	0,1300
t - 4	0,2378	0,1560	0,2511	0,1551
t - 5	0,2593	0,1691	0,2705	0,1705
t - 6	0,2656	0,1724	0,2831	0,1777
t - 7	0,2573	0,1663	0,2821	0,1761
t - 8	0,2349	0,1513	0,2681	0,1669
t - 9	0,1979	0,1275	0,2409	0,1502
t - 10	0,1466	1,0943	0,2007	0,1250
t - 11	0,0809	0,0519	0,1473	0,0917
t - 12	—	—	0,0806	0,0500
Elasticidad agregada	2,1119	1,3741	2,4590	1,5411

c) De las cuatro alternativas posibles para K (K = 11, 12, 13, 14), la elección como mejoras de modelos con K = 12 y K = 13 significa, como se observa en el Cuadro 4, que el trimestre de mayor influencia para la oferta es el t — 6 (cuando K = 12) y los t — 6 y t — 7 (para K = 13). La influencia de los precios, o relaciones de precios, en los meses anteriores y posteriores a éstos, va debilitándose paulatinamente hasta anularse. Por otra parte, también puede verse la simetría de estas influencias cuantificadas a través de los valores β_i .

Los Gráficos 1 y 2 representan los valores de β en función de i, tanto para el modelo de Nerlove como para el polinómico. En ellos puede observarse todo lo dicho anteriormente. Véase, además, atendiendo al modelo polinómico solamente, que tanto para las estimaciones que utilizan P como para las que utilizan R, las primeras mitades de las curvas (partes de la izquierda en los Gráficos) casi se confunden. Es decir, los modelos que utilizan K = 12 y K = 13 son casi idénticos en este aspecto, estribando la diferencia más notable en que necesariamente, y por condiciones impuestas *a priori*, las partes de la derecha de las curvas quedan desplazadas en una unidad respecto de los valores respectivos de sus abscisas.

d) Puede observarse también que la suma de los valores β_i influencia del precio sobre la oferta a largo plazo, es para K = 13 mayor que para K = 12. Pero en los modelos con idéntico valor de K, esta influencia es superior para las estimaciones que utilizan R como variable, que para las que utilizan P. Comparando esta influencia con la encontrada según el modelo de Nerlove (valor del Cuadro 2), vemos también que es mayor en el modelo polinómico, cualquiera que sea su variante, que en aquél.

e) Por lo que se refiere a las elasticidades expuestas en el Cuadro número 5, puede verse que, como sucedía al aplicar el modelo de Nerlove, las relativas a P son mayores que las de R, para todos los períodos. Las razones ya se expusieron al tratar el modelo de Nerlove, por lo que no vamos a repetir las ahora.

Obsérvese, por otra parte, que para los meses de mayor influencia anteriormente citados, los valores de $r = 1 - \epsilon^P/\epsilon^R$ son los siguientes:

K ₁₂ y (t — 6)	r = — 0,54
K ₁₃ y (t — 6)	r = — 0,59
K ₁₃ y (t — 7)	r = — 0,60

Véase que son muy similares al valor — 0,56 encontrado para r, según el modelo de Nerlove. Ello corrobora que los precios del cerdo y de la cebada están relacionados de forma que, a corto plazo, r toma valores que

van desde $-0,54$ a $-0,60$, dependiendo esta oscilación del modelo ensayado.

8. Conclusiones

En el presente estudio destinado a estudiar la respuesta de la oferta de cerdo en España, en los modelos aplicados (modelo de Nerlove y modelo retardado polinómico), las líneas de regresión interpoladas presentan resultados muy satisfactorios.

Ambos modelos indican que tanto el precio del cerdo como la relación precio del cerdo/precio de cebada sirven como variables explicativas de la oferta, aunque en el modelo de Nerlove parece que el precio del cerdo explica algo más la respuesta de oferta que la relación de precios.

El período para el cual el precio o la relación de precios tienen más influencia sobre la oferta es el correspondiente a seis o siete trimestres anteriores. Ahora bien, en función de las distintas hipótesis que están en la base de los dos modelos, ejercen influencia sobre la oferta los precios de diferentes períodos, tal como se indica en los Gráficos 1 y 2.

La inclusión como variable explicativa de los precios de porcino no permite la inclusión de la variable precios de cebada, ya que se introduce un problema de multicolinealidad (7). Ello da lugar a que el coeficiente obtenido para aquellas variables refleja en realidad la influencia agregada de los dos precios, tanto en el modelo de Nerlove como en el polinómico.

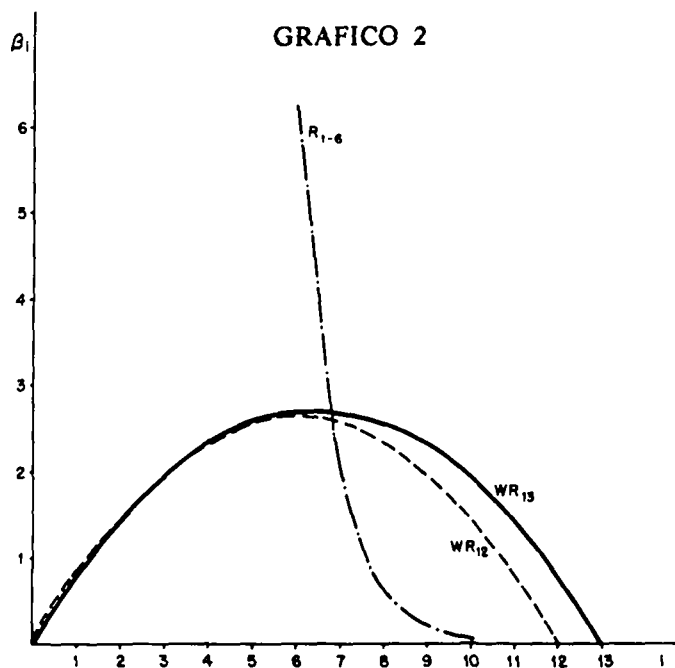
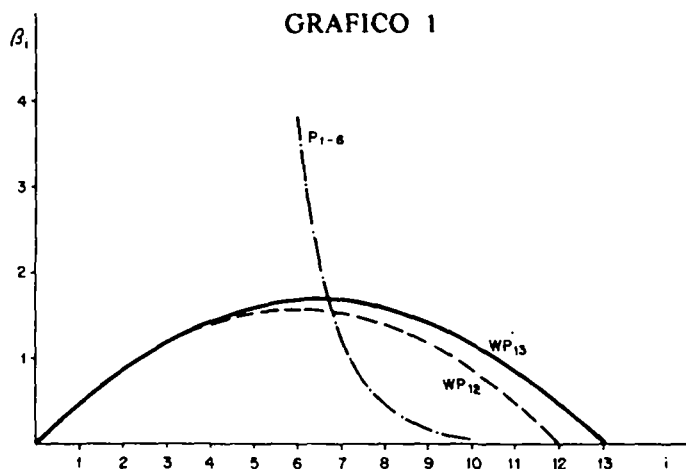
La principal diferencia entre los resultados obtenidos por la aplicación de ambos modelos se encuentra, a nuestro parecer, en la mayor elasticidad a largo plazo oferta-precios del modelo polinómico, la cual es estimada, de acuerdo con varios de los autores indicados en la bibliografía, por la suma de las elasticidades relativas a los precios de cada período a la que hemos llamado elasticidad agregada; esta elasticidad supera en más del 100 por 100 a la elasticidad a largo plazo obtenida en el modelo de Nerlove. Esta diferencia que también se da en alguno de los estudios indicados en la bibliografía, es debida, sin duda, a que se trata de dos interpretaciones distintas del concepto de elasticidad a largo plazo.

Tampoco se puede hacer una comparación exacta entre las elasticidades a breve plazo obtenidas en la aplicación de los modelos como consecuencia de las distintas hipótesis de ambos.

(7) En investigaciones posteriores podría estudiarse el efecto de precios de porcino y de precios de cebada teniendo en cuenta retardos distintos para ambas variables. Un análisis de este tipo con utilización del modelo polinómico es realizado por Kulshreshtha [8].

LA RESPUESTA DE OFERTA DE GANADO PORCINO EN ESPAÑA

Como conclusión última podemos indicar que, aunque el modelo polinómico tiene una base teórica más consistente y parece debería ser más adecuado para estudiar la respuesta de oferta de porcino, el análisis realizado da resultados satisfactorios para ambos modelos. No obstante, consideramos que es necesario proseguir las investigaciones sobre este tema.



BIBLIOGRAFIA

- [1] ALMON, Shirley: «The distributed lag between capital appropriations and expenditures», *Econométrica*, vol. 33 (1), enero 1965.
- [2] ASKARI, Hossein, y CUMMINGS, John Thomas: *Agricultural Supply response. A survey of the econometric evidence*. Praeger, Publishers, New York, 1976.
- [3] BEHRMAN, J. R.: *Supply response in underdeveloped Agriculture*. North Holland Publishing Company, Amsterdam, 1974.
- [4] CALDENTEY, Pedro: «El ciclo del cerdo en el periodo 1958-1977», *Agricultura y Sociedad* (en prensa), 1978.
- [5] CHEN, Dean, COURTNEY, Richard, y SCHMITZ, Andrew: «A polynomial lag formulation of Milk Production response», *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 54 (1), febrero 1972.
- [6] DEAN, Gerald W., y HEADY, Earl O.: «Changes in supply response and elasticity for Hogs», *Journal of Farm Economics*, vol. 40, noviembre 1958.
- [7] DURBIN, J.: «Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression When Some of the Regressors are Lagged Dependent Variables», *Econométrica*, XXXVIII, 1970.
- [8] KULSHRESHTHA, S. N.: «An analysis of the Canadian cattle supply using polynomial distributed lags», *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 24 (2), julio 1976.
- [9] MARTIN, Larry, y ZWART, A. C.: «A spatial and temporal Model of the North American pork sector for the evaluation of Policy alternatives», *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 57 (1), febrero 1975.
- [10] MEILKE, Karl D.: «Another look at the Hog-Corn ratio», *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 59 (1), febrero 1977.
- [11] MEILKE, K. D., ZWART, A. C., y MARTIN, L. J.: «North American Hog supply: A comparison of geometric and polynomial distributed lag models», *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 22 (2), julio 1974.
- [12] NERLOVE, Marc: «Estimates of the elasticity of supply of selected agricultural commodities», *Journal of Farm Economics*, vol. 38, mayo 1956.
- [13] NERLOVE, Marc.: Distributed lags and estimation of long-run supply and demand elasticities: theoretical considerations», *Journal of Farm Economics*, vol. 40, febrero 1958.
- [14] NERLOVE, Marc, y ADDISON, William: «Statistical estimation of long-run elasticities of supply and demand», *Journal of Farm Economics*, vol. 40, noviembre 1958.