

LA INFLACION Y EL PRECIO DE LA REMOLACHA, COMO CAUSAS PERTURBADORAS DEL CICLO DE LA PATATA MEDIA Y TARDIA PENINSULAR

INTRODUCCION

Pretendemos explicar el precio de la patata de consumo de media estación y tardía en España (concretamente, en la Península), mediante la introducción de las variables exógenas “inflación” y “precio oficial de la remolacha” en un modelo econométrico lineal, al lado de la variable predeterminada “precio de la patata en la campaña anterior”, única variable explicativa que tuvimos en cuenta en nuestras primeras investigaciones empíricas.

Un modelo simple en el que solo se considere como variable predeterminada el precio de la patata en la campaña anterior, o más exactamente, el incremento relativo en el precio de patata, para explicar el incremento relativo en el precio del mismo producto en la campaña siguiente, ha sido satisfactorio durante épocas de relativa estabilidad en el coste general de vida, pero se muestra insuficiente cuando trata de explicar el precio de mercado de la patata en condiciones diferentes; es decir, cuando la economía del país atraviesa una fase claramente inflacionaria. En estas circunstancias, que corresponden a las de los últimos años en España, un modelo explicativo de precios de patata de consumo ha de tener en cuenta, en principio, otras dos variables más: el crecimiento del Índice de costo de vida, ya en general, ya en el sector alimentación, y el incremento relativo en el precio oficial de la remolacha, puesto que el cultivo de remolacha es fuertemente sustitutivo del de patata en zonas de producción media y tardía.

La predicción de precios y su utilidad, desde el punto de vista de la Política Económica Agraria.

Si la determinación del modelo conduce a resultados fiables, quizá fuera posible, a través de aquél, llegar al conocimiento de los precios probables de patata peninsular de la estación de que se trate, con bastante anticipación. Advertiremos de paso, para evitar confusiones, que en todo este apartado no empleamos las palabras "probable" o "probabilidad" en su riguroso sentido técnico, sino en la acepción vulgar de la mismas.

Las variables predeterminadas que intervienen en el modelo pueden conocerse con un gran margen de antelación, exceptuando la exógena que mide el efecto inflacionario. En efecto, el precio oficial de la remolacha suele publicarse a fines del año anterior al de la predicción, o lo más tarde a principios del mismo año (1). el precio de patata durante los años anteriores es bien conocido en dichas fechas. En cambio, el curso de la inflación durante el año al que la predicción se refiere, sólo puede ser estimado por conjeturas; sobre esta dificultad y su tratamiento, a fin de lograr resultados razonables de predicción en la práctica, volveremos más adelante.

La predicción de precios tiene una evidente utilidad para el agricultor y el comerciante; pero la tiene también asimismo desde el punto de vista de la Política económica agraria del país. La predicción es útil, a este respecto, para los siguientes fines:

Ayudar a la planificación de la política de importaciones y exportaciones con anticipación suficiente.

Orientar a la Administración sobre qué consejos deben darse a los agricultores en relación con la programación de superficie de siembra, de tal modo que si se esperan precios demasiado elevados se pueda hacer propaganda en favor de un aumento en la superficie sembrada para el año de que se trate, a fin de que dichos precios no alcancen en la realidad los altos valores pronosticados. A la inversa cuando se trate de precios previstos muy bajos, orientando los consejos al agricultor de modo que disminuya la superficie de siembra.

(1) Sin embargo, a partir del año 1967 las normas sobre el precio de remolacha se han complicado, al hacer intervenir la riqueza en azúcar. Pero, como se desprende de los resultados de este trabajo (Vid. "Resultados obtenidos"), puede prescindirse del precio de la remolacha.

Al hablar de probabilidad en el cumplimiento de las predicciones, hay que tener en cuenta lo siguiente:

Es evidente que tratándose de probabilidad y no de certeza, el pronóstico puede resultar fallido a causa por ejemplo de unas excepcionales condiciones meteorológicas que afectan en gran medida a los rendimientos de patata de secano.

Tal eventualidad no echa naturalmente por tierra la utilidad de las predicciones. Es norma de toda política, lo mismo en el campo económico que en cualquier otro campo, adoptar las medidas que respondan a situaciones previstas de máxima probabilidad, ya que ello es lo mejor que se puede hacer, y a la larga el número de aciertos sobrepasará en mucho al número de errores.

Debe hacerse notar también que las predicciones pueden no cumplirse a causa precisamente de su utilidad; supongamos en efecto, que en vista de un pronóstico de precios de patata muy elevados se adopte con tiempo una política de importación para corregir dicha anormal subida prevista; o bien, se aconseje al agricultor que amplíe la superficie sembrada y el agricultor hace caso de tal consejo. Es evidente que entonces el pronóstico habrá cumplido un importante fin: Haber hecho posible la corrección a tiempo de la anormal subida de precios. Sin embargo, el pronóstico no se cumplirá, puesto que al haber tomado medidas de política económica, a la vista de dicho pronóstico, para evitar el excesivo aumento de precios, y haber tenido éxito tales medidas correctivas, el aumento de precio no se producirá ya en el grado acentuado que la predicción señalaba.

Método y fuentes.

En primer lugar, el establecimiento del modelo econométrico requiere una elección lo más acertada posible de las variables predeterminadas que se estimen más influyentes sobre la variable endógena a explicar. Es importante seleccionar estas variables con arreglo a un conocimiento básico del problema, teniendo siempre en cuenta que el análisis posterior del modelo ajustado nos confirmará si la elección de variables ha sido o no ha sido acertada.

En nuestro caso, podría pensarse que uno de los principales factores que influyen sobre el nivel de precios de patata de media estación y tardía sean las condiciones meteorológicas completamente impredecibles.

bles, por lo que tratar de prever dichos precios parecería problema inabordable. Esto puede ser verdad, hasta un cierto punto, en lo que se refiere a patata tardía, en la cual la superficie sembrada de secano tiene gran importancia. El análisis del modelo, como más adelante se verá, muestra una solidez en las estimaciones mucho mayor para el caso de patata de media estación que para el caso de patata tardía.

La influencia del precio oficial de la remolacha parece, a primera vista, que debe tenerse en cuenta, por ser el cultivo de remolacha fuertemente sustitutivo del de patata. La influencia de la subida del costo de vida sobre el precio particular de la patata, la hemos observado comparando los incrementos relativos en los índices de costo de vida en capitales de provincia y la marcha del ciclo de precios de patata. Comprobamos que la ruptura del ciclo coincidía con los años de más fuerte tirantez inflacionista.

Así pues, hemos elegido como variables predeterminadas: el incremento relativo del índice de costo de vida en las capitales de provincias, incremento relativo en el precio oficial de remolacha incluyendo prima, y por último esta misma variable referida a los dos años anteriores con objeto de tener en cuenta asimismo los efectos acumulados en la subida del precio de la remolacha.

La notación empleada es:

ΔP_{-1} : incremento porcentual del precio de la patata en la campaña anterior a una campaña dada.

ΔJ : incremento porcentual en el índice de costo de vida en capitales de provincias durante la campaña dada.

ΔR , ΔR_{-1} , ΔR_{-2} : incrementos porcentuales en el precio oficial de la remolacha correspondientes a la campaña dada y a las dos campañas anteriores.

Al igual que en nuestras primeras investigaciones hemos trabajado con datos facilitados por dos grandes empresas comercializadoras de patata (2), que denominamos E-I y E-II. A partir de los datos suministrados por estas empresas ha sido posible calcular series de precios ponderados pagados al agricultor de una gran fiabilidad.

En efecto, la empresa E-I facilitó series trimestrales de entradas de tubérculo (en Kgs.) y de cantidades abonadas por tal concepto a los agricultores en los diversos mercados en que opera, que cubren, prác-

(2) Agrupatatas, S. A., e Ibérica, S. A., a las que expresamos nuestro agradecimiento.

ticamente, toda la península. Las series comienzan en el año 1952. La empresa E-II facilitó series análogas, pero mensuales, en vez de trimestrales. Esta empresa no extiende sus operaciones a toda España, trabajando sobre plaza Madrid.

Cada empresa multiplicó todas las cifras solicitadas por un mismo factor, cuyo conocimiento se reservó, a fin de hacer inservibles los datos para cualquier utilización que pudiera perjudicar a sus propios intereses comerciales.

A partir de las series de entradas y pagos, se obtuvieron inmediatamente las series de precios al agricultor ponderados. Cualquier error de consideración en alguna de las cifras remitidas por las empresas hubiera sido detectado de este modo con gran seguridad.

Los incrementos porcentuales se calculan dividiendo la diferencia de precios entre dos años consecutivos por la suma de dichos precios.

No ha existido, naturalmente, dificultad para la obtención del precio oficial de la remolacha azucarera, fijado para campaña por una Orden ministerial, y en cuanto a los índices de costo de vida se han tomado del Anuario Estadístico de España.

Estimamos para cada trimestre dos modelos diferentes: uno de ellos relativo a la empresa E-I; el otro relativo a la empresa E-II, los cuales figuran en los cuadros números 5 y 6.

Resultados obtenidos.

Haremos notar en primer lugar que, según se desprende del análisis de los modelos, la introducción de las variables exógenas "incremento relativo del precio oficial de la remolacha" no aumenta sensiblemente la precisión de las estimaciones. (Vid. cuadros número 5 y 6). El coeficiente de correlación múltiple apenas mejora por la adición de aquellas variables. Un coeficiente de correlación múltiple que se eleva a 0,911 (en E-I-3.º trimestre) para un modelo de dos variables predeterminadas, hace pensar en un mejor ajuste que el indicado por un coeficiente de 0,916 para un modelo de cinco variables predeterminadas. Algo parecido ocurre en el modelo E-II, 3.º trimestre, donde los coeficientes de correlación múltiple son 0,904 y 0,906, respectivamente.

El incremento en los precios de patata puede, por tanto, explicarse bastante bien a partir de la variable cíclica y del incremento en el índice del costo general de vida en las capitales de provincia, abando-

nando el incremento relativo del precio oficial de la remolacha como variable explicativa.

Se observa una precisión muy superior de los estimadores en los modelos correspondientes al 3.º trimestre (patata media) que en los correspondientes al 4.º trimestre (patata tardía). En aquéllos, la precisión puede considerarse como buena; mientras que en éstos sólo puede ser calificada de mediana, dada la longitud de las series.

Este hecho tiene quizá su explicación en las siguientes circunstancias.

a) Mayor estabilidad de las siembras de patata tardía, debida a factores estructurales, y mayor influencia del factor meteorológico, por cultivarse gran parte de la patata tardía en seco.

b) Reacción de los agricultores ante los precios de la patata temprana y de media estación, precios que tienen tiempo de conocer al menos parcialmente antes de la siembra de patata tardía.

c) Reacción en la política importadora ante los precios de la patata temprana y de media estación, y ante los informes sobre el desarrollo de la campaña.

En el cuadro número 7 se inserta una tabla de valores de la variable explicada correspondientes a cada uno de los modelos antes reseñados, esto es: modelo relativo a la empresa E-I, 3.º trimestre; a la misma empresa, 4.º trimestre; a la empresa E-II, 3.º trimestre, y a la misma empresa, 4.º trimestre.

En la tabla, los valores de la variable explicada (incrementos relativos en el precio de patata) vienen dados en función de ΔJ (tanto por uno de aumento en el índice de costo de vida general en las capitales de provincias).

Puede observarse cómo a medida que crece el incremento porcentual en el índice general de costo de vida, crece asimismo el incremento relativo del precio para la patata de consumo. Las variaciones en el citado incremento de costo de vida (ΔJ) se han extendido desde 0 por 100 al 15 por 100, y figuran en la cabecera de las columnas de la tabla.

El conocimiento de la elevación del costo general de vida en España durante el año en curso (o más exactamente la elevación de dicho costo de vida en capitales de provincia) puede ser obtenido, al menos en avance, teniendo en cuenta la marcha general de los indicadores mensuales del I. N. E. o haciendo algunas hipótesis razonables sobre aquélla. Naturalmente la fijación de esta variable se hará solamente de modo aproximado, puesto que los valores del índice ΔJ (elevación

del costo de vida) en el cuadro número 7 varían entre márgenes amplios (0 por 100, 2,5 por 100, 5 por 100, 10 por 100 y 15 por 100). Se procederá así cuando se deseen aventurar algunas previsiones sobre precios, lo que, por otra parte, sólo debe intentarse en principio para la patata de media estación (3.º trimestre) y no para la tardía (4.º trimestre), por las razones antes apuntadas.

Prescindiendo de la posible predicción de precios, que sólo una serie suficientemente dilatada de contrastaciones podrá decir hasta qué punto sea satisfactoria, el resultado principal alcanzado parece ser la explicación de la ruptura del ciclo de precios por los fuertes incrementos del índice de costo de vida. Los años en que el ciclo de precios de patata se rompe, apareciendo dos campañas seguidas con incrementos porcentuales de precios del mismo signo (positivos) son aquellos en que el índice de costo de vida sufre un incremento porcentual mayor. Esto se observa directamente comparando las columnas ΔP y ΔJ en los cuadros números 1 y 3. (Patata de media estación). Se ve cómo los años en que se rompe el ciclo (1958 y 1965), los valores de ΔJ alcanzan sus límites más altos, aproximadamente del 15 por 100. En patata tardía (4.º trimestre, cuadros número 2 y 4) se observa también esto mismo, pero aquí la irregularidad es mayor (Vid. cuadro número 4) conforme a lo ya antes expuesto.

Incrementos del orden del 15 por 100 en el costo de vida parecen necesarios para la ruptura del ciclo. El fuerte incremento del costo de vida en capitales de provincia no quedaría, pues, en manos de los intermediarios, sino que llegaría al agricultor, produciendo, de momento, la anulación de la onda depresiva cíclica en los años en que coincidiera con ella.

Las últimas consideraciones sugieren que quizá hubiera sido preferible establecer como modelo de previsión de precios, un modelo en que interviniera también la variable predeterminada ΔP_{-2} (incremento relativo en el precio de patata dos años antes del correspondiente a la variable explicada). De este modo, se haría intervenir el efecto de dos años sucesivos de alzas en el precio de patata, cuando tal cosa ocurriera.

Es posible que el agricultor, reforzada su confianza en la continuación de la coyuntura alcista, al repetirse el alza dos años consecutivos, se sienta inclinado a ampliar más aún la superficie sembrada, haciendo inevitable una nueva depresión de los precios. El perfeccionamiento

ENRIQUE BALLESTEROS

de los modelos en este sentido y quizá también en otras direcciones, nos irá indicando a la luz de su contrastación empírica, los límites hasta los que puede aventurarse una predicción.

CUADRO NUM. 1

TABLA DE VALORES NUMERICOS DE LAS VARIABLES ENDOGENA Y PREDETERMINADAS

E-I

TÉRTER TRIMESTRE

Años	V. endógena		V a r i a b l e s e x ó g e n a s			
	ΔP	ΔP_{-1}	ΔJ	ΔR	ΔR_{-1}	ΔR_{-2}
1955/54	0,303	-0,412	0,048	0,0	0,065	-0,189
1956/55	-0,171	0,303	0,077	0,0	0,0	0,065
1957/56	0,145	-0,171	0,118	0,191	0,0	0,0
1958/57	0,793	0,145	0,149	0,229	0,191	0,0
1959/58	-0,809	0,793	0,073	0,0	0,229	0,191
1960/59	0,580	-0,809	0,002	0,0	0,0	0,229
1961/60	-0,498	0,580	0,006	0,0	0,0	0,0
1962/61	0,760	-0,498	0,080	0,0	0,0	0,0
1963/62	-0,624	0,760	0,101	0,165	0,0	0,0
1964/63	0,650	-0,624	0,059	0,079	0,165	0,0
1965/64	0,304	0,650	0,159	0,077	0,079	0,165
1966/65	0,045	0,304	0,044	0,0	0,077	0,079

CUADRO NUM. 2

TABLA DE VALORES NUMERICOS DE LAS VARIABLES ENDOGENA Y PREDETERMINADAS

E-I

CUARTO TRIMESTRE

Años	V. endógena		V a r i a b l e s e x ó g e n a s			
	ΔP	ΔP_{-1}	ΔJ	ΔR	ΔR_{-1}	ΔR_{-2}
1955/54	0,274	-0,360	0,048	0,0	0,065	-0,189
1956/55	-0,038	0,274	0,077	0,0	0,0	0,065
1957/56	0,430	-0,038	0,118	0,191	0,0	0,0
1958/57	0,117	0,430	0,149	0,229	0,191	0,0
1959/58	-0,614	0,117	0,073	0,0	0,229	0,191
1960/59	0,667	-0,614	0,002	0,0	0,0	0,229
1961/60	-0,182	0,667	0,006	0,0	0,0	0,0
1962/61	0,555	-0,182	0,080	0,0	0,0	0,0
1963/62	-0,775	0,555	0,101	0,165	0,0	0,0
1964/63	0,837	-0,775	0,059	0,079	0,165	0,0
1965/64	0,272	0,837	0,159	0,077	0,079	0,165
1966/65	-0,097	0,272	0,044	0,0	0,077	0,079

LA INFLACION Y EL PRECIO DE LA REMOLACHA...

CUADRO NUM. 3

TABLA DE VALORES NUMERICOS DE LAS VARIABLES ENDOGENA Y PREDETERMINADAS

E - II

TERCER TRIMESTRE

Años	V. endógena		V a r i a b l e s e x ó g e n a s			
	ΔP	ΔP_{-1}	ΔJ	ΔR	ΔR_{-1}	ΔR_{-2}
1955/54	0,299	-0,251	0,048	0,0	0,065	-0,189
1956/55	-0,238	0,299	0,077	0,0	0,0	0,065
1957/56	0,238	-0,238	0,118	0,191	0,0	0,0
1958/57	0,733	0,238	0,149	0,229	0,191	0,0
1959/58	-0,847	0,733	0,073	0,0	0,229	0,191
1960/59	0,682	-0,847	0,002	0,0	0,0	0,229
1961/60	-0,575	0,682	0,006	0,0	0,0	0,0
1962/61	0,744	-0,575	0,080	0,0	0,0	0,0
1963/62	-0,582	0,744	0,101	0,165	0,0	0,0
1964/63	0,664	-0,582	0,059	0,079	0,165	0,0
1965/64	0,306	0,664	0,159	0,077	0,079	0,165
1966/65	0,017	0,306	0,044	0,0	0,077	0,079

CUADRO NUM. 4

TABLA DE VALORES NUMERICOS DE LAS VARIABLES ENDOGENA Y PREDETERMINADAS

E - II

CUARTO TRIMESTRE

Años	V. endógena		V a r i a b l e s e x ó g e n a s			
	ΔP	ΔP_{-1}	ΔJ	ΔR	ΔR_{-1}	ΔR_{-2}
1955/54	0,047	-0,191	0,048	0,0	0,065	-0,189
1956/55	0,045	0,047	0,077	0,0	0,0	0,065
1957/56	0,342	0,045	0,118	0,191	0,0	0,0
1958/57	0,176	0,342	0,149	0,229	0,191	0,0
1959/58	-0,595	0,176	0,073	0,0	0,229	0,191
1960/59	0,662	-0,595	0,002	0,0	0,0	0,229
1961/60	-0,232	0,662	0,006	0,0	0,0	0,0
1962/61	0,565	-0,232	0,080	0,0	0,0	0,0
1963/62	-0,628	0,565	0,101	0,165	0,0	0,0
1964/63	0,743	-0,628	0,059	0,079	0,165	0,0
1965/64	0,309	0,743	0,159	0,077	0,079	0,165
1966/65	-0,222	0,309	0,044	0,0	0,077	0,079

CUADRO NUM. 5

MODELO E. I. TERCER TRIMESTRE

	Coficiente de correlación múltiple
$\Delta P = -0,960 \Delta P_{-1} + 6,496 \Delta J - 0,728 \Delta R + 0,378 \Delta R_{-1} - 0,040 \Delta R_{-2} - 0,288 \dots$	R = 0,916
$\Delta P = -0,962 \Delta P_{-1} + 6,485 \Delta J - 0,712 \Delta R + 0,371 \Delta R_{-1} - 0,289 \dots$	R = 0,916
$\Delta P = -0,958 \Delta P_{-1} + 6,666 \Delta J - 0,723 \Delta R - 0,278 \dots$	R = 0,914
$\Delta P = -0,944 \Delta P_{-1} + 5,730 \Delta J - 0,254 \dots$	R = 0,911

MODELO E. I. CUARTO TRIMESTRE

$\Delta P = -0,852 \Delta P_{-1} + 4,833 \Delta J - 0,704 \Delta R - 1,653 \Delta R_{-1} + 0,211 \Delta R_{-2} - 0,024 \dots$	R = 0,745
$\Delta P = -0,844 \Delta P_{-1} + 4,977 \Delta J - 0,792 \Delta R - 1,603 \Delta R_{-1} - 0,018 \dots$	R = 0,744
$\Delta P = -0,766 \Delta P_{-1} + 3,520 \Delta J - 0,654 \Delta R - 0,031 \dots$	R = 0,698
$\Delta P = -0,755 \Delta P_{-1} + 2,674 \Delta J - 0,009 \dots$	R = 0,693

CUADRO NUM. 6

MODELO E-II. CUARTO TRIMESTRE

	Coficiente de correlación múltiple
$\Delta P = -0,944 \Delta P_{-1} + 5,584 \Delta J - 0,138 \Delta R + 0,347 \Delta R_{-1} - 0,095 \Delta R_{-2} - 0,248 \dots$	R = 0,906
$\Delta P = -0,946 \Delta P_{-1} + 5,550 \Delta J - 0,097 \Delta R + 0,331 \Delta R_{-1} - 0,251 \dots$	R = 0,906
$\Delta P = -0,941 \Delta P_{-1} + 5,706 \Delta J - 0,106 \Delta R - 0,241 \dots$	R = 0,904
$\Delta P = -0,940 \Delta P_{-1} + 5,570 \Delta J - 0,238 \dots$	R = 0,904

MODELO E-II. CUARTO TRIMESTRE

$\Delta P = -0,861 \Delta P_{-1} + 4,178 \Delta J - 0,097 \Delta R - 1,501 \Delta R_{-1} + 0,432 \Delta R_{-2} - 0,040 \dots$	R = 0,764
$\Delta P = -0,854 \Delta P_{-1} + 4,338 \Delta J - 0,289 \Delta R - 1,415 \Delta R_{-1} - 0,028 \dots$	R = 0,757
$\Delta P = -0,797 \Delta P_{-1} + 3,302 \Delta J - 0,211 \Delta R - 0,049 \dots$	R = 0,714
$\Delta P = -0,796 \Delta P_{-1} + 3,041 \Delta J - 0,043 \dots$	R = 0,713

CUADRO NUM. 7

TABLA DE VALORES DE LA VARIABLE EXPLICADA (MODELOS DE VARIABLES EXPLICATIVAS ΔP_1 Y ΔJ) EN FUNCION DE LOS VALORES DEL INDICE ΔJ

Valores de ΔJ (tanto por uno de incremento porcentual del índice de costo de vida en capitales de provincia)

Modelos	0,000	0,025	0,050	0,100	0,150
E-I. Tercer trimestre...	- 0,541	- 0,397	- 0,254	0,032	0,319
E-I. Cuarto trimestre...	- 0,214	- 0,148	- 0,081	0,053	0,187
E-II. Tercer trimestre...	- 0,526	- 0,386	- 0,247	0,031	0,310
E-II. Cuarto trimestre...	- 0,289	- 0,213	- 0,137	0,015	0,167

ENRIQUE BALLESTEROS

