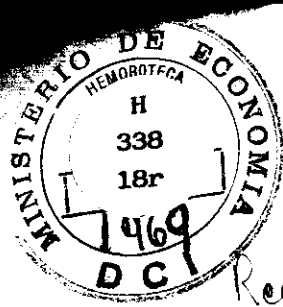


22 AGO 1969



Reunión de Centro de Investigación Económica,
La Plata, 1969

ESTIMACION DE ELASTICIDADES DE LARGO PLAZO:

EL CASO DEL TRIGO

por

Victor A. Beker *

BIBLIOTECA CO. NA. DE.	
No. inv.	
Sign.	
Topog.	
Ref.	Bore 0 6/29

Versión Preliminar
Julio de 1969

* El autor -que realizó el presente trabajo como becario del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, en el Instituto de Investigaciones Económicas de la Facultad de Ciencias Económicas (U.B.A.)- desea dejar constancia de su especial agradecimiento al Director del Instituto, Prof. Dr. Julio H.G. Olivera por el estímulo brindado en todo momento al desarrollo de su labor. Asimismo, expresa su reconocimiento al Dr. Julio R. Gamba, por sus comentarios a un resumen de esta versión.

No obstante toda responsabilidad por lo aquí expresado recae, obviamente, sobre el autor.

Seminario interno del Centro de Investigaciones Económicas (ITDT)

Día : miércoles 13 de agosto de 1969

Hora : 9 y 30'



I

1. Introducción

En un trabajo anterior ^{1/} hemos estimado elasticidades de oferta de la producción agropecuaria argentina. En general, en tal estudio nos circunscribimos al corto plazo, dejando planteada la necesidad de complementarlo con un análisis de largo plazo. Esta es la empresa que acometemos ahora.

Dos tipos de dificultades se presentan al abordar la cuestión. Unas, propias del campo de la teoría económica, referidas a la elección del modelo apropiado; otras, de naturaleza económica, al intentarse su aplicación a los datos empíricos. A ambos nos referiremos de inmediato proponiendo un enfoque que pasaremos a aplicar al caso de la producción de trigo.

2. El problema teórico

a) El proceso de ajuste.

Nerlove ^{2/} fue quien sugirió la utilización de un modelo con defasajes distribuidos para describir el proceso de adaptación de la producción en el tiempo.

1/ Víctor A. Beker, "Elasticidades de oferta en la producción agropecuaria argentina: 1935-1965", Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas (U.B.A.), 1963.

2/ Marc Nerlove, "The Dynamics of Supply: Estimation of Farmers' Response to Price", ed. The Johns Hopkins Press, Baltimore, U.S.A., 1958.

La ecuación de ajuste propuesta era de la forma

$$x_t - x_{t-1} = \gamma (x_t^* - x_{t-1}) \quad 0 < \gamma \leq 1 \quad [1]$$

siendo x_t la cantidad producida en un período dado t y x_t^* la producción de equilibrio de largo plazo deseada en ese período.

Nerlove supone que γ es una constante que "depende de las elasticidades de oferta a la firma de los diferentes insumos a través de los diferentes períodos en el tiempo"^{1/}.

Mundlak^{2/}, criticó este enfoque partiendo de un modelo de equilibrio general. Pero como el análisis nerloviano es típicamente de equilibrio parcial, lo que en realidad Mundlak hizo fue explicitar las condiciones ceteris paribus que aquél implica: "sólo cuando el cambio en una variable sea causado por una modificación de su propio precio podemos esperar, a priori, una respuesta más fuerte en el largo plazo y que ambas respuestas (la de corto y largo plazo, V.A.B.) sean en la misma dirección. En este caso, por consiguiente, el coeficiente de ajuste se espera que esté entre cero y uno".^{3/}

Generalizando, Mundlak expone también las condiciones necesarias y suficientes para la aplicabilidad de la relación [1]

1/ *Ibíd.*, pág. 62.

2/ Yair Mundlak, "On the Microeconomic Theory of Distributed Lags", The Review of Economics and Statistics, vol. XLVIII, Febrero 1966, págs. 51-60.

3/ *Ibíd.*, pág. 57.

cuando son varios los precios que se modifican.

Asimismo, puntualiza que "aún cuando sólo un precio se modifique, la relación o diferencia entre la respuesta de corto y largo plazo puede depender del punto inicial" 1/. El coeficiente de ajuste λ sólo "será una constante para algunas funciones de producción (por ejemplo, cuadráticas), donde todas las derivadas parciales de orden mayor que el segundo desaparecen". 2/

b) Expectativas e incerteza.

La separación temporal entre la toma de una decisión y sus resultados obliga al productor a atender al nivel esperado de precios futuros.

Se plantean así dos problemas: 1) especificar la relación existente entre las variables observables y las expectativas; 2) explicitar la influencia que sobre las expectativas ejerce la incerteza.

Con respecto a las expectativas, Hicks distinguía, como es sabido, tres tipos de influencias: no-económicas, económicas no relacionadas con los movimientos reales de precios y las experien-

1/ Ibid.

2/ Ibid.

cias reales sobre los precios. Considerando las dos primeras como causas autónomas expresaba los precios futuros esperados como una función de los precios presentes y pasados. Para medir la influencia de los cambios en los precios corrientes sobre los precios esperados introdujo el concepto de elasticidad de expectativas.

Siguiendo a Hicks, Nerlove ^{1/} partió de la hipótesis de que en cada período los individuos revisan su noción de precio "normal" esperado en proporción a la diferencia entre el precio corriente y su idea anterior sobre el precio "normal". Llamando P_t^* al precio "normal" de largo plazo esperado en el período t y P_{t-1} al precio observado durante el período $t-1$, la relación sugerida es

$$P_t^* = P_{t-1}^* + \beta (P_{t-1} - P_{t-1}^*) \quad 0 < \beta \leq 1 \quad [2]$$

donde β es el coeficiente o la elasticidad de expectativas según que los precios sean expresados en valores absolutos o en logaritmos, respectivamente.

Con referencia a la incerteza, Hicks señalaba que en general no existen expectativas precisas: habrá una cifra o serie de cifras que se consideren más probables y se tendrán por más o menos posibles ciertas desviaciones alrededor de este valor más probable.

^{1/} Op. cit., pág. 53.

Por tanto, no basta con centrar la atención en éste sino que también debe tenerse en cuenta el resto de la distribución de frecuencias. Un aumento de la dispersión tendría el mismo efecto que una reducción del precio esperado; por ello postula no tomar como el precio esperado representativo el más probable, sino a éste menos una cierta cantidad en concepto de incerteza.

Sin embargo, cuando se considera una economía de producción y lo que varía es el precio esperado, el comportamiento de la incerteza es asimétrico con respecto a aquél. Equivaldría a un menor aumento del precio esperado en el caso de un alza pero a una menor reducción en el de baja, pues en este caso los empresarios se verían movidos a prolongar el uso del equipo cuya vida útil termina, postergando la decisión en cuanto a la dimensión futura de la firma o a su permanencia dentro de la industria.

3. El problema econométrico

Combinando las ecuaciones [1] y [2] con el supuesto

$$x_t^A = a P_t^A$$

Nerlove ^{1/} obtenía la siguiente relación, en la que, como se ve, sólo aparecen variables observables:

$$x_t = a\beta\gamma P_{t-1} + [(1-\beta)+(1-\gamma)] x_{t-1} - (1-\beta)(1-\gamma)x_{t-2} \quad [3]$$

^{1/} Op. cit., pág. 64.

Sin embargo, la aplicación de la regresión mínimo-cuadrática a esta expresión no sólo tropieza con el inconveniente de que no se pueden identificar los valores de β y γ sino que, además, la presencia como variable explicativa de la variable dependiente defasada hace inaplicable, en principio, tal método de estimación.

En efecto, ^{1/} supongamos el caso más simple:

$$Y_t = a + b Y_{t-1} + \xi_t \quad [4]$$

Una de las condiciones para la aplicación de mínimos cuadrados es la independencia del término aleatorio respecto a la variable explicativa:

$$E \left\{ \xi_t \left[X_{t+r} - E(X_{t+r}) \right] \right\} = 0 \quad \text{para todo } t$$

y $r = \dots, -1, 0, 1, \dots$

Como se ve, esta condición es violada en [4], donde $X_t = Y_{t-1}$ de modo que ξ_t no es independiente de X_{t+1} ($=Y_t$), X_{t+2} ($=Y_{t+1}$), etc.

Sin embargo, (en la práctica,) el error que resulta de aplicar mínimos cuadrados en la forma usual a una ecuación con varia

^{1/} Lo que sigue está basado en: J. Johnston, "Econometric Methods", ed. Mc Graw-Hill Book Company, Inc., Tokio, Japón, 1963, págs. 211-221; E. Malinvaud, "Statistical Methods of Econometrics", North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1965, págs. 449-494.

bles defasadas no es de importancia siempre que los errores ξ_t no estén autocorrelacionadas. Pero precisamente el test de Durbin-Watson es inaplicable al caso en consideración ^{1/}, es decir no se puede someter a prueba, por los métodos usuales la hipótesis de independencia de los errores, cuando entre las variables exógenas se cuentan valores defasados de la variable endógena.

Es decir que los estimadores mínimo cuadráticos pueden o no estar seriamente sesgados sin que pueda determinarse en qué caso nos hallamos, salvo que se conozca a priori el comportamiento de los errores (ξ), lo cual no es usual.

Para obviar este inconveniente, sugerimos utilizar el método de mínimos cuadrados en dos etapas.

Dado que la dificultad esencial estriba en la correlación existente entre el término aleatorio ξ y la variable explicativa, la idea que surge es la de "depurar" la variable explicativa del componente estocástico asociado con ξ . Ello podrá intentarse siempre que exista una variable adicional Z que "explique" Y . En tal caso regresionaríamos primero

$$Y_t = \alpha + \beta Z_t + u_t$$

1/ Véase E. Malinvaud, op. cit., pág. 463.
También, véase Marc Nerlove y Kenneth F. Wallis, "Use of the Durbin-Watson Statistic in Inappropriate Situations". Econometrica, vol. 34, N° 1, enero 1966, págs. 235-238.

obtendríamos:

$$Y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} Z_t + e_t$$

$$\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} Z_t$$

y sustituyendo en [4] tendríamos:

$$Y_t = a + b \hat{Y}_{t-1} + (\xi_t + \beta e_t) \quad [5]$$

Si suponemos que

$$E \left\{ \xi_t \left[Z_{t+r} - E(Z_{t+r}) \right] \right\} = 0 \quad \begin{array}{l} \text{para todo } t \\ \text{y } r = \dots, -1, 0, 1, \dots \end{array}$$

$\hat{Y}$, que es función exacta de Z , estará incorrelacionada con ξ ; a su vez, es una propiedad del método de mínimos cuadrados que los residuos estén incorrelacionados con las variables explicativas, de modo que Z , y por tanto $\hat{Y}$, lo estará respecto de e . En resumen $\hat{Y}$ estará incorrelacionada con $(\xi_t + \beta e_t)$.

Por tanto, ahora podríamos aplicar mínimos cuadrados a [5], habiendo eliminado el inconveniente que nos lo impedía hacer respecto a [4].

II

1. El modelo analítico

Se procedió a analizar separadamente el comportamiento del área sembrada y de los rendimientos por unidad de superficie sembrada para el caso del trigo.

Para el proceso de ajuste de la producción se siguió el modelo nerloviano, esto es se postularon las relaciones siguientes:

$$\log A_{s_t} - \log A_{s_{t-1}} = \gamma (\log A_{s_t}^{\phi} - \log A_{s_{t-1}} + u_t) \quad [6]$$

$$\log R_t - \log R_{t-1} = \delta (\log R_t^{\phi} - \log R_{t-1} + v_t) \quad [7]$$

siendo:

A_{s_t} : área sembrada en el período t

$A_{s_t}^{\phi}$: área de siembra deseada en el período t

R_t : rendimientos por unidad de área sembrada del período t

R_t^{ϕ} : rendimientos por unidad de área sembrada deseados en el período t.

Para el modelo de formación de expectativas se descartó

el indicado en [2], debido a que su combinación con [1] conduce a la ecuación 3 donde -como ya se indicó- los parámetros estructurales no son identificables.

Se adoptó, en cambio, el modelo "intermedio" de Nerlove^{1/}:

$$\log P_t^A = \log P_{t-1} + \alpha (\log P_t - \log P_{t-1}) \quad [8]$$

donde:

P_t : precio vigente en la época de siembra del período t.

P_t^A : precio "normal" de largo plazo esperado en el período t.

Se supuso, además, que

$$\log A_{s_t}^A = a + b \log P_t^A \quad [9]$$

$$\log R_t^A = c + d \log P_t^A \quad [10]$$

Combinando [6], [8] y [9], por un lado, obtenemos

$$\log A_{s_t} = \gamma a + \gamma b \alpha \log P_t + \gamma b (1-\alpha) \log P_{t-1} + (1-\gamma) \log A_{s_{t-1}} + \gamma u_t$$

que es una ecuación en variables observables exclusivamente. Pero, como hemos indicado anteriormente, para poder aplicar la regresión

^{1/} "The Dynamics", op. cit., pág. 199

mínimo cuadrática debemos sustituir los valores observados de $A_{s_{t-1}}$ por los estimados utilizando una variable auxiliar. Como tal empleamos la existencia de ganado vacuno en la región triguero-maicera que en nuestro trabajo anterior aparecía como la principal variable explicativa del área sembrada de trigo. ^{1/}

Es decir, se estimó

$$\log \hat{A}_{s_t} = \hat{p} + \hat{q} \log G_t$$

donde G_t es la existencia estimada de ganado vacuno en la región triguero-maicera al 30 de junio del período t ; y se procedió a regresionar

$$\log A_{s_t} = \pi_{10} + \pi_{11} \log P_t + \pi_{12} \log P_{t-1} + \pi_{13} \log \hat{A}_{s_{t-1}} + v_t \quad [11]$$

siendo:

$$\begin{aligned} \pi_{10} &= \gamma a & \pi_{12} &= \gamma b (1-\alpha) \\ \pi_{11} &= \gamma b \alpha & \pi_{13} &= 1-\gamma \end{aligned} \quad [12]$$

Para los rendimientos, de $[7]$, $[8]$ y $[10]$ se obtuvo

$$\log R_t = \delta c + \delta d \alpha \log P_t + \delta d (1-\alpha) \log P_{t-1} + (1-\delta) \log R_{t-1} + \delta v_t$$

^{1/} Op. cit., pág. 12.

Utilizando como variable adicional la representativa de la razón entre la superficie sembrada y el área estimada de siembra sin emplear semilla fiscalizada ^{1/} (S_t) se estimó

$$\log \hat{R}_t = \hat{r} + \hat{s} \log S_t$$

y luego:

$$\log R_t = \pi_{20} + \pi_{21} \log P_t + \pi_{22} \log P_{t-1} + \pi_{23} \log \hat{R}_{t-1} + e_t \quad [13]$$

donde:

$$\begin{aligned} \pi_{20} &= \delta c & \pi_{22} &= \delta d (1-\alpha) \\ \pi_{21} &= \delta d \alpha & \pi_{23} &= 1-\delta \end{aligned} \quad [14]$$

Los estimadores de los π tendrán las propiedades corrientes, esto es serán los mejores estimadores lineales insesgados de los respectivos parámetros. Pero, como es sabido, esta propiedad no se conserva ante transformaciones. Las estimaciones de los parámetros estructurales (α, γ, a , etc.) derivadas a partir de las relaciones [12] y [14] podrán estar sesgadas aunque serán consistentes.

Además, si se adopta el supuesto de que los errores siguen una distribución normal los estimadores mínimo cuadráticos de los π

^{1/} Véase Víctor A. Beker, op. cit., pág. 14.

serán estimadores de máxima verosimilitud. Como esta propiedad se mantiene bajo transformaciones, también lo serán las estimaciones de los parámetros estructurales.

Los juicios de probabilidad sobre éstos pueden hacerse por medio de los estimadores de la forma reducida. La relación es inmediata en el caso en que el parámetro estructural depende de un único $\overline{\Pi}$. Caso contrario, sería preciso considerar la distribución conjunta de los coeficientes de la forma reducida. Pero este procedimiento es sumamente engorroso, no utilizándose en la práctica.

Nosotros seguiremos el método empleado por Nerlove ^{1/}: a efectuar los tests de diferencia significativa de cero sobre los coeficientes de la forma reducida. Esto es sólo plenamente válido -como hemos dicho- en el caso de un parámetro estructural que depende de un único parámetro de la forma reducida (tal es el caso de γ y δ). Posiblemente, una aproximación más rigurosa sea la asintótica, tal como lo indica Malinvaud ^{2/}, si bien agregando que "los efectos de la aproximación asintótica para los juicios sobre los parámetros estructurales apenas han sido estudiados". ^{3/}

^{1/} Op. cit., págs. 239-240.

^{2/} Op. cit., pág. 526.

^{3/} Ibid., pág. 527.

2. La evidencia empírica

Los resultados obtenidos fueron los que se detallan a continuación. ^{1/}

Area sembrada:

$\frac{\hat{\pi}_{10}}{\pi_{10}}$	$\frac{\hat{\pi}_{11}}{\pi_{11}}$	$\frac{\hat{\pi}_{12}}{\pi_{12}}$	$\frac{\hat{\pi}_{13}}{\pi_{13}}$
1.636033	0.215	-0.120	0.800

test -t (1.818) (1.000) (2.650)

$$R^2 = 0.36$$

$$\rho = 0.30$$

$$R_c^2 = 0.28$$

$$d(26,3) = 1.72 > d_u$$

De donde, aplicando [12] y teniendo en cuenta que el respectivo test indica que $\hat{\pi}_{12}$ no difiere significativamente de cero para los niveles corrientes de significación:

$$\hat{\gamma} = 0.20$$

$$\hat{\alpha} = 1$$

$$\hat{b} = 1.075$$

^{1/} Las regresiones fueron realizadas empleando para el logaritmo de las variables los logaritmos naturales.

En cada caso se indican los valores de los estimadores y del
(cont.)

Rendimientos:

$\frac{\hat{\pi}}{\pi}_{20}$	$\frac{\hat{\pi}}{\pi}_{21}$	$\frac{\hat{\pi}}{\pi}_{22}$	$\frac{\hat{\pi}}{\pi}_{23}$
0.8277109	-0.167	0.477	0.516

test -t

(0.833)

(2.527)

(2.478)

$$R^2 = 0.35$$

$$\rho = 0$$

$$R_c^2 = 0.27$$

$$d(27,3) = 1.90 > d_u$$

(cont.)

respectivo test -t de diferencia significativa de cero.

Se incluyen los valores del coeficiente de correlación múltiple (R^2) y de éste corregido por grados de libertad (R_c^2).

Se agrega el valor obtenido para el estadístico d de Durbin-Watson, comparándolo con el punto de significación superior (d_u) al nivel del 5%. En los casos en que el test no permitió rechazar la hipótesis de existencia de autocorrelación de los residuos se efectuó una transformación de variables suponiendo un esquema autorregresivo de primer orden ($u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$). Se indica en cada caso el valor de ρ utilizado.

Asimismo, se practicó el test -t de interdependencia entre las variables independientes (D. Farrar y R. Glauber, "Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revisited". Review of Economics and Statistics, vol. XLIX, Nº 1, febrero de 1967, págs. 92-107).

De donde, de acuerdo a [14] :

$$\hat{\delta} = 0.484$$

$$\hat{\alpha} = 0$$

$$\hat{d} = 0.985$$

El valor cero obtenido para $\hat{\alpha}$ coincide con los resultados obtenidos en nuestro estudio de corto plazo ^{1/} indicando la irrelevancia de los precios vigentes en la respectiva época de siembra para la determinación de los rendimientos. Ello podría señalar que las decisiones que afectan a estos últimos serían adoptadas con anterioridad a las relativas a la superficie de siembra. En tal caso debería reemplazarse [10] por

$$\log R_t^A = c' + d' \log P_{t-1}^A$$

y efectuando la respectiva sustitución en [13] se obtendría

$$\log R_t = \pi'_{20} + \pi'_{21} \log P_{t-1} + \pi'_{22} \log P_{t-2} + \pi'_{23} \log \hat{R}_{t-1} + e_t' \quad [15]$$

siendo:

$$\pi'_{20} = \delta c' \quad \pi'_{22} = \delta d' (1-\alpha)$$

$$\pi'_{21} = \delta d' \alpha \quad \pi'_{23} = 1 - \delta$$

^{1/} Víctor A. Beker, op. cit., pág. 14.

Así se hizo, obteniéndose los resultados siguientes ^{1/}:

$\frac{\hat{\pi}_{20}}{\pi_{20}}$	$\frac{\hat{\pi}_{21}}{\pi_{21}}$	$\frac{\hat{\pi}_{22}}{\pi_{22}}$	$\frac{\hat{\pi}_{23}}{\pi_{23}}$
-4.041992	0.454	0.321	0.670
test -t	(2.198)	(1.474)	(2.875)
$R^2 = 0.24$	$\rho = 0$		
$R_c^2 = 0.14$	$d(27,3) = 1.82 > d_u$		

o sea:

$$\hat{\zeta} = 0.330$$

$$\hat{\alpha} = 1$$

$$\hat{d}' = 1.376$$

Resumen de los resultados:

1) Las estimaciones de las elasticidades-precio de lar-

1/ En ambas regresiones sobre rendimientos el test respectivo detectó la existencia de multicolinealidad entre las variables representativas de los precios -en el caso de área sembrada el proceso autorregresivo la eliminé- por lo que, para determinar si ella afectaba los tests de significación se procedió de la forma siguiente:

En el caso de la ecuación [13] se tomó el valor muestral obtenido para π_{22} y se realizó una nueva regresión:

$$\log R_t - \hat{\pi}_{22} \log P_{t-1} = \pi_{20} + \pi_{21} \log P_t + \pi_{23} \log \hat{R}_{t-1} + e_t \quad (\text{cont.})$$

go plazo ($\hat{b}$, $\hat{d}$, $\hat{d}'$) alcanzan valores cercanos a la unidad.

2) Los valores obtenidos para la elasticidad de expectativas ($\hat{\alpha}$) son iguales a uno con respecto a los precios que parecerían ser relevantes para la adopción de decisiones: los vigentes en la época de siembra, para las relativas a la asignación de tierra, y los de un año antes para las que afectan los rendimientos.

3) Los estimadores de las elasticidades de ajuste ($\hat{\delta}$, $\hat{\delta}'$) son bajos, apareciendo como los determinantes de las bajas elasticidades de corto plazo.

Es decir que la rigidez de la oferta a corto plazo no sería sino la consecuencia y expresión de las inelasticidades de oferta de los insumos en el corto plazo.

3. Discusión de los resultados

Pasaremos ahora a analizar los resultados obtenidos, desde el punto de vista de la teoría económica. Lo haremos en dos etapas: en la primera nos mantendremos en los marcos del modelo adoptado; en la segunda, veremos su posible consistencia con algunas hipó

(cont.) De la misma manera se procedió con [15]:

$$\log R_t = \pi'_{21} \log P_{t-1} + \pi'_{22} \log P_{t-2} + \pi'_{23} \log \hat{K}_{t-1} + e_t$$

En ambos casos, sin embargo, las nuevas regresiones arrojaron resultados similares a los de las ecuaciones originales.

tesis alternativas.

Prima facie, la existencia de un hiato temporal pronunciado entre la asignación de recursos y la venta de la producción no parece justificar un valor de $\alpha = 1$, si se tiene en cuenta que los cambios en el precio relativo del trigo no han sido infrecuentes en el período bajo estudio y se supone que los empresarios tienen en cuenta la experiencia pasada.

Más aún, pareciera haber una incompatibilidad entre elasticidades de ajuste menores que la unidad y expectativas estáticas con elasticidad unitaria. Si las firmas se ven imposibilitadas de hacer los ajustes óptimos en forma instantánea es razonable suponer que tratarán de prever los precios futuros guiándose por sus movimientos protéritos.

Este razonamiento encierra, no obstante, una falacia de composición. En efecto, es obvio que la inelasticidad de las ofertas de insumos a la industria es perfectamente compatible con ofertas a la firma infinitamente elásticas. Si, siendo éstas reversibles (por la existencia de un mercado para los bienes durables de producción usados, con oferta atómica), prevalecen previsiones de estabilidad para los precios de los bienes de capital fijo, el comportamiento de la empresa sería equivalente al que generarían las expectativas estáticas y unitarias.

La ausencia de elementos monopsónicos en el mercado de insumos agropecuarios no parece ser un supuesto irrealista mientras que hechos tales como la inversión en tierras como reserva de valor o la sobreinversión en tractores con igual fin indicarían que la segunda condición no lo sería más.

Además, la posibilidad del uso de los mismos recursos en producciones alternativas es otro elemento que contribuiría a determinar una oferta de insumos elástica.

Es decir, competencia pura en el mercado de factores y precios esperados iguales a los presentes para el "equipo de producción" harían relevante para la firma sólo los precios actuales de su producto.

Sin embargo, queda aún en pie el hecho de que una vez adoptadas las decisiones por los productores se produciría una afectación de recursos, por lo menos hasta el fin del año agrícola. En tal caso podría pensarse en la necesidad de formular previsiones sobre los precios que regirían en la época de cosecha. Pero, habría que tener en cuenta las siguientes consideraciones:

1) Tales previsiones serían de corto plazo, usando la terminología keynesiana. En efecto, no se trataría sino de anticipar los precios que regirán al concluir el proceso productivo por iniciarse y, siguiendo a Keynes, puede estimarse razonable suponer que

los productores se guían por los precios en vigencia al tomar sus decisiones.

2) La posibilidad de utilizar el trigo para pastoreo, de hacer siembras tardías o de sembrar girasol sobre rastrojos pueden reducir el período de inmovilización de los factores.

3) Los productores pueden confiar que el valor real de los precios fijados por el gobierno será mantenido hasta el fin de la cosecha. Reajustes habidos antes de la finalización del año agrícola en varios años podrían inducir tales expectativas de corto plazo.

Vemos ahora en qué medida las conclusiones alcanzadas serían modificadas por la adopción de hipótesis alternativas sobre la formación de expectativas que sean compatibles con las estimaciones obtenidas para la forma reducida. ^{1/}

Los resultados empíricos parecen llevar a descartar la relevancia de los precios de períodos anteriores, pero ello no implica necesariamente que la elasticidad de expectativas sea unitaria ni que los empresarios esperen una permanencia de los precios vigentes.

^{1/} Como surge de inmediato, las conclusiones serían las mismas si, en lugar del modelo adoptado (ecuación [8]), el que correspondiera a la realidad fuera de la forma

$$\log P_t^* = \log P_t + B(\log P_t - \log P_{t-1})$$

En efecto, si la relación entre precios esperados y actuales fuera de la forma

$$\log P_t^A = \varphi \log P_t$$

φ mediría la elasticidad de expectativas y nuestras estimaciones de las elasticidades-precio de largo plazo ($\hat{b}$, $\hat{d}$, $\hat{d}'$) tenderían a estar subestimadas si $\varphi < 1$ y sobreestimadas en el caso opuesto.

Asimismo, si el modelo de formación de las previsiones fuera del tipo

$$\log P_t^A = \log P_t + \log r_t$$

habríamos cometido el error de especificación consistente en la omisión de una variable exógena. Si ésta estuviera incorrelacionada con $\log P_t$ los estimadores de los parámetros de la forma reducida seguirían siendo insesgados ^{1/}.

Si, en cambio, existiera correlación entre $\log r_t$ y $\log P_t$, $\hat{\pi}_{11}$, $\hat{\pi}_{21}$ y $\hat{\pi}_{21}'$ estarían sesgados, lo que determinaría un sesgo también en las estimaciones de las elasticidades-precio de largo plazo cuyo sentido dependerá de la forma que tenga aquella correlación.

La elasticidad de expectativas, en ambos casos, seguiría siendo unitaria.

1/ Véase E. Malinvaud, op. cit., pág. 264.

Finalmente, señalemos que la relevancia de los precios vigentes en la época de siembra, para el área sembrada, y la de los precios vigentes en la época de siembra del período anterior para los rendimientos, puede estar indicando que los empresarios basan las decisiones respectivas simplemente en los ingresos percibidos, haciendo caso omiso de los precios esperados; lo cual, sin embargo, puede ser analíticamente equivalente al caso en que suponen la permanencia de los precios recibidos.

III

Resumen y conclusiones

A efectos de estimar elasticidades de largo plazo para el área sembrada y los rendimientos de trigo se utilizó el modelo de ajuste de la producción sugerido por Nerlove y su modelo "intermedio" de expectativas.

Para obviar el inconveniente que para la estimación econométrica representa la presencia como variable independiente de la variable dependiente defasada se utilizó la estimación por mínimos cuadrados en dos etapas, empleando una variable auxiliar.

Las principales conclusiones obtenidas fueron las siguientes:

1) Los estimadores de las elasticidades-precio de largo plazo arrojan valores de 1.075 para el área sembrada y de 0.985 - 1.376 para los rendimientos. Los valores muestrales de las elasticidades de corto plazo son, respectivamente, 0.215 y 0.454. La diferencia entre unas y otras resulta atribuible a la inelasticidad de la oferta de insumos a la industria antes que a inelasticidad de expectativas.

2) Si se supone que el sendero de ajuste de la producción

en el tiempo es de forma lineal el período de ajuste sería de 5 años para el área sembrada y de 2-3 años para rindes. ^{1/} Pero las decisiones que influyen sobre éstos aparecen como tomadas un año antes de las siembras respectivas, lo que llevaría a 3-4 años su lapso de adaptación.

Cabe señalar que el ganado vacuno, detectado como el principal competidor del trigo en la asignación de tierra (elasticidad cruzada de corto plazo negativa y unitaria) tiene un período máximo de ajuste de 3-4 años (determinado por razones biológicas). ^{2/}

^{1/} Por supuesto que el modelo adoptado en este trabajo implica que el ajuste total se realizaría cuando el número de períodos tienda a infinito. Por eso es que también se ha sugerido computar como relevante el período que corresponde a una determinada porción de ese ajuste. Véase Marc Nerlove y William Addison, "Statistical Estimation of Long-Run Elasticities of Supply and Demand", Journal of Farm Economics, vol. 40, Nº 4, noviembre 1958, pág. 874.

^{2/} Véase V. A. Beker, op. cit., págs. 12 y 20.

IV

Apéndice I

Con el fin de comparar resultados, se hicieron regresiones para área sembrada y rendimientos utilizando el modelo nerloviano en su versión original, tal como aparece en [3] .

Area sembrada:

$$\log A_{s_t} = 2.010628 + 0.154 \log P_t + 0.447 \log A_{s_{t-1}} + 0.343 \log A_{s_{t-2}} + \xi_t$$

(1.140) (2.051) (1.869)

$$R^2 = 0.44$$

$$d(26,3) = 1.89$$

$$R_c^2 = 0.36$$

Rendimientos:

$$\log K_t = 1.187416 + 0.318 \log P_{t-1} + 0.271 \log K_{t-1} + 0.185 \log K_{t-2} + e_t$$

(1.968) (1.537) (0.896)

$$R^2 = 0.29$$

$$d(27,3) = 2.03$$

$$R_c^2 = 0.19$$

Como se ve de inmediato, las estimaciones difieren marcadamente de las que hemos alcanzado previamente. La elasticidad-

precio de largo plazo es nula para el área sembrada e igual a 0,318 para los rindes.

No obstante, en ambos casos los tests de significación pueden estar influidos por la correlación detectada entre las variables independientes. Si todos los estimadores fueran considerados significativamente distintos de cero, los valores obtenidos serían, respectivamente, 0.71 y 0.58, es decir más cercanos aunque menores que los alcanzados previamente. Asimismo, los estimadores de las elasticidades de ajuste y de expectativas ^{1/} habrían de ser, en este caso, 0.25 y 1.40, para el área sembrada y 0.43 y 1.30 para los rendimientos.

1/ Como ya se indicó al comienzo de este trabajo, cada valor puede ser atribuido a una o a otra elasticidad, dado que los coeficientes que las expresan entran en forma simétrica en la relación [3] , no permitiendo su identificación por separado.

v

Apéndice Estadístico ^{1/}

^{1/} Para las fuentes de los datos y su tratamiento, véase
V. A. Beker, op. cit., págs. 78-82.

CUADRO 1AREA SEMBRADA, PRODUCCION Y RENDIMIENTOS DE TRIGO

Año Agrícola	Areas Sembradas ^{1/}	Producción ^{2/}	Rend. p/ha sembrada ^{3/}
1935/36	5.750.000	3.850.000	670
1936/37	7.792.842	6.801.495	873
1937/38	8.384.045	5.650.000	674
1938/39	8.260.970	10.318.660	1.249
1939/40	7.216.798	3.558.000	
1940/41	7.084.800	8.150.000	1.150
1941/42	7.300.000	6.486.876	889
1942/43	6.872.805	6.400.000	931
1943/44	6.811.300	6.800.000	998
1944/45	6.252.500	4.085.000	655
1945/46	5.762.100	3.907.000	678
1946/47	6.673.500	5.615.000	841
1947/48	5.449.700	6.500.000	1.193
1948/49	5.805.800	5.200.000	896
1949/50	5.692.000	5.144.000	904
1950/51	6.554.200	5.796.000	884
1951/52	4.791.000	2.100.000	
1952/53	6.065.500	7.633.700	1.258
1953/54	6.353.900	6.200.000	976
1954/55	5.936.800	7.690.000	1.295
1955/56	5.210.000	5.250.000	1.008
1956/57	5.947.100	7.100.000	1.193
1957/58	5.310.900	5.810.000	1.094
1958/59	5.707.600	6.720.000	1.177
1959/60	4.792.300	5.837.000	1.218
1960/61	4.274.800	4.200.000	982
1961/62	4.952.200	5.725.000	1.156
1962/63	4.847.300	5.700.000	1.176
1963/64	6.276.000	8.940.000	1.424
1964/65	6.496.700	11.260.000	1.733
1965/66	5.424.500	5.400.000	995

1/ En hectáreas

2/ En toneladas

3/ En kilogramos

CUADRO 2PRECIOS EN LA EPOCA DE SIEMBRA DEL TRIGO (A Precios de 1960)

(m\$n por tonelada)

Año	Precio del trigo
1936	4,301
1937	5,480
1938	3,757
1939	2,798
1940	2,639
1941	2,592
1942	2,520
1943	2,283
1944	2,568
1945	2,828
1946	5,472
1947	3,856
1948	3,779
1949	3,725
1950	3,597
1951	3,279
1952	3,937
1953	3,067
1954	2,890
1955	2,694
1956	3,440
1957	2,905
1958	4,237
1959	3,691
1960	4,268
1961	4,285
1962	3,848
1963	4,982
1964	4,913
1965	3,488

CUADRO 3SEMILLA FISCALIZADA DE TRIGO

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1948/49	481.222	1949/50	320.817	5,6	2,059
1949/50	616.907	1950/51	411.271	6,3	1,067
1950/51	803.018	1951/52	535.345	11,2	1,237
1951/52	507.542	1952/53	338.361	5,6	1,059
1952/53	1.242.053	1953/54	828.035	13,0	1,150
1953/54	1.371.651	1954/55	914.434	13,4	1,182
1954/55	1.519.200	1955/56	1.012.800	19,4	1,241
1955/56	1.155.010	1956/57	770.006	12,9	1,149
1956/57	1.299.510	1957/58	866.340	16,3	1,195
1957/58	882.570	1958/59	588.380	10,3	1,115
1958/59	1.537.721	1959/60	1.025.147	21,4	1,272
1959/60	1.132.921	1960/61	755.280	17,7	1,214
1960/61	823.070	1961/62	548.713	11,1	1,125
1961/62	1.060.643	1962/63	707.095	14,6	1,171
1962/63	1.289.169	1963/64	859.446	13,7	1,159
1963/64	1.256.264	1964/65	837.509	12,9	1,148
1964/65	896.757	1965/66	597.838	11,0	1,124

- (1) Año Agrícola
- (2) Total de Bolsas de Semilla Fiscalizada
- (3) Año Agrícola
- (4) Area de Posible Siembra con Semilla Fiscalizada del Año Anterior (en Has.)
- (5) Porcentaje del Area Total de Siembra con Semilla Fiscalizada
- (6) Relación entre el Area Total y la no Sembrada con Semilla Fiscalizada

CUADRO 4EXISTENCIA ESTIMADA DE GANADO VACUNO EN LA REGION TRIGUERO-TAICERA

(Al 30 de junio de cada año)

(Cantidad de cabezas)

1930	22,516,087
1931	22,869,456
1932	23,574,711
1933	24,093,958
1934	24,397,435
1935	24,787,801
1936	24,711,864
1937	24,340,941
1938	24,717,020
1939	24,900,692
1940	25,101,249
1941	25,511,755
1942	25,732,931
1943	26,819,158
1944	27,800,161
1945	29,494,807
1946	31,244,604
1947	32,222,807
1948	32,351,425
1949	32,659,990
1950	32,582,264
1951	32,669,823
1952	33,171,894
1953	34,423,757
1954	36,014,471
1955	37,221,741
1956	37,275,817
1957	36,253,509
1958	34,752,028
1959	34,564,009
1960	35,281,275
1961	36,448,651
1962	36,866,950
1963	36,350,316
1964	36,466,211
1965	38,247,015