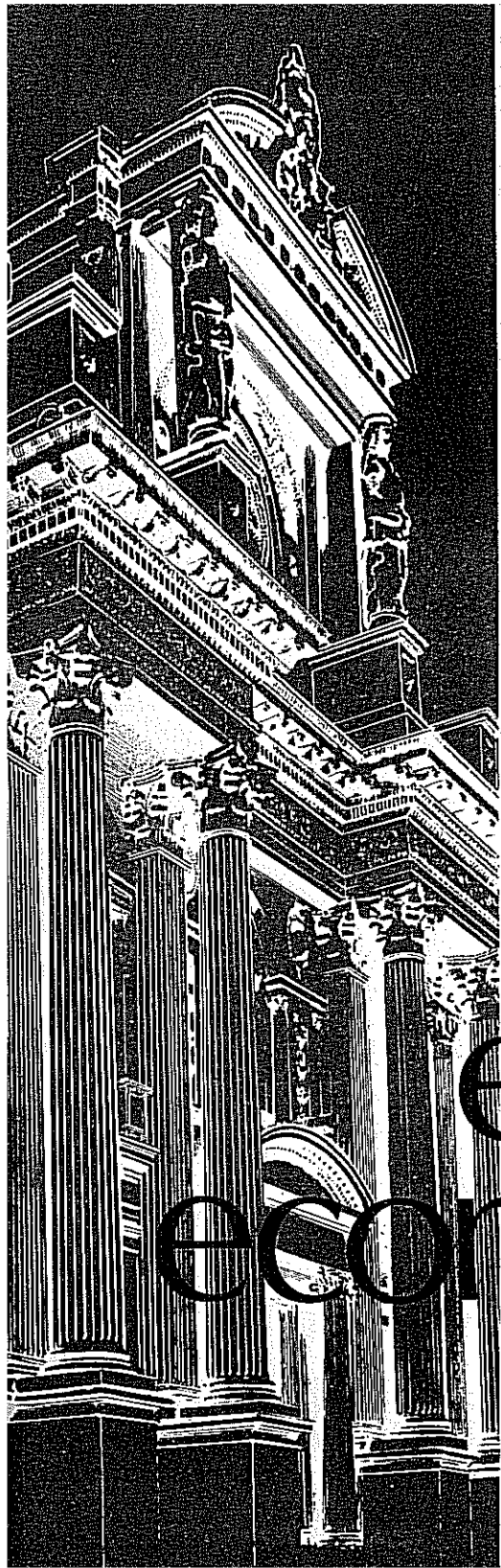




ensayos económicos

Nº 10
junio 1979

BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA

DIRECTORIO

Presidente:

Dr. ADOLFO C. DIZ

Vicepresidente:

Dr. CHRISTIAN J. ZIMMERMANN

Vicepresidente 2º:

Calnte. Cont. (R.E.) ANDRES O. COVAS

Directores:

Ing. CARLOS A. CANEDO PERO
Cont. ALFREDO H. ESPOSITO
Lic. ENRIQUE E. FOLCINI
Cont. RAUL A. FUENTES ROSSI

Cont. EGIDIO IANNELLA
Dr. JUAN M. OCAMPO
Dr. FRANCISCO P. SOLDATI
Cnel. de Int. (R.) HECTOR
E. WALTER

Síndico:

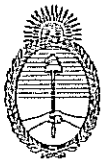
Dr. FERNANDO GARCIA OLANO

Gerente General:

Dr. PEDRO C. LOPEZ

Secretario del Directorio:

Sr. ANTONIO B. INGLESE



BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA

Comité
Editorial

Horacio A. Alonso
Ernesto Gaba

Secretaria

Isabel Wakoluk de Van Morlegan

ensayos económicos

junio 1979

Nº 10

ISSN 0325 - 3937

Para suscripciones, dirigirse a:

Banco Central de la República Argentina,
Departamento de Secretaría General,
Reconquista 266,
1003 Capital Federal - Argentina

Precio del ejemplar		Suscripción a 5 ejemplares
Argentina	\$ 3.000.-	\$ 15.000.-
Exterior	u\$s 2.-	u\$s 10.-

ESTA PUBLICACION FIGURA INSCRIPTA EN LA DIRECCION NACIONAL DEL DERECHO DE AUTOR BAJO EL N° 40.730. EXCEPTO EN LOS CASOS EN QUE SE HAGA EXPRESA RESERVA DE DERECHOS, SE PERMITE LA REPRODUCCION DE LOS ARTICULOS SIEMPRE QUE SE CITEN SU AUTOR, EL NOMBRE DE LA REVISTA Y EL DE LA INSTITUCION

INDICE

MEDIDA DE LA DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION, por Roberto Antelo	5
---	---

Introducción
El coeficiente de variación
Otras medidas
Comparación entre los indicadores
Conclusiones

RESEÑA DE ESTIMACIONES DE OFERTA AGRICOLA PAMPEANA, por Susana Gluck	35
--	----

Introducción
Determinantes de la oferta
Elasticidades
Opiniones
Síntesis y conclusiones
Apéndice

TITULOS INCORPORADOS A LA BIBLIOTECA	85
--	----

Obras incorporadas durante el segundo trimestre

Las opiniones expresadas en esta revista son de responsabilidad exclusiva de los autores y no representan necesariamente el criterio de este Banco.

MEDIDA DE LA DESIGUALDAD EN LA DISTRIBUCION ^(o)

por Roberto Antelo*

1. INTRODUCCION

El presente trabajo tiene por objeto mostrar un panorama de los problemas que surgen al querer medir la de sigualdad en una distribución y varias de las soluciones propuestas. En un Anexo final, se presenta una generalización de estas medidas con miras a lograr una mejor com paración entre ellas.

El hecho de poder medir la desigualdad en una distribución de bienes o recursos (ingresos, consumo de un determinado bien, mano de obra entre las firmas, asignación de recursos a entidades financieras, etc.) ha ido cobrando creciente interés para los economistas. Posiblemente por ello últimamente se han realizado importantes esfuer zos para lograr definir un indicador que refleje con suficiente claridad el grado de desigualdad en la distribución de la variable que se esté analizando. Si bien to das estas contribuciones han sido valiosas, su mayor o me

(^o) Trabajo publicado por el Centro de Estudios Monetarios y Bancarios del B.C.R.A. Serie Estudios Técnicos Nº 31. Abril 1978. (*) Centro de Estudios Monetarios y Bancarios.

nor aplicabilidad depende, en última instancia, del concepto que maneje el investigador para apreciar la sensibilidad del indicador que utilice.

La idea de "desigualdad en la distribución" es muy difícil de transcribir a términos matemáticos, salvo en lo que se refiere a los valores extremos. En efecto, resulta obvio que la mínima desigualdad se presentará cuando todos los individuos (firmas, bancos, etc.) reciben la misma cantidad, mientras que la máxima desigualdad corresponde al caso en que uno de aquéllos recibe el total de lo que se distribuye, y los demás, nada.

Una formalización elemental de estas ideas permite, de algún modo, acercarse a la buscada expresión de un indicador de desigualdad.

Básicamente, se dispone de un total Y de cierta variable que se distribuye entre N individuos, representando con y_i lo que recibe cada uno. Con esa información se desea construir un indicador que permita identificar las distintas distribuciones posibles de ese total entre los N individuos. Así, cada conjunto $\{y_i\}_{i=1}^N$ de valores posibles, sujetos a la condición:

$$(1.1) \quad \sum_{i=1}^N y_i = Y$$

representa una distribución posible.

En rigor, lo que se busca es una función de ese conjunto de valores de modo que a cada distribución le asigne un valor distinto que permita clasificarlas en la escala de mínima desigualdad a máxima desigualdad. Esto equivale, matemáticamente, a definir una función desde el espacio de vectores de N dimensiones restringido hacia el conjunto de los números reales. El inconveniente que presentan estas funciones es que siempre habrá vectores que,

siendo distintos, producen el mismo valor para la función, dado que el conjunto de partida es de mayor dimensión. Por lo tanto, se hará necesario adoptar un criterio para agrupar los vectores que tengan un mismo valor de la función. Por ejemplo, si $N = 2$ y se define la función:

$$(1.2) \quad f(y_1, y_2) = y_1^2 + y_2^2$$

los vectores $(5,0)$; $(4,3)$ y $(3.536, 3.536)$ producirán el mismo valor de la función. En consecuencia, al utilizar el valor de la función para ordenar los vectores por grado de desigualdad, los mencionados en el ejemplo quedarán a un mismo nivel.

Se insiste en este punto ya que, al adoptar un determinado indicador, se está aceptando, implícitamente, una definición de equivalencia entre distintas distribuciones. Debe cuidarse, por lo tanto, que esa definición coincida con el criterio manejado que se aplique en el problema particular.

El otro aspecto es, por supuesto, el concerniente al orden o "ranking" que se logra mediante la aplicación de un determinado indicador, ya que éste debe asignar mayor grado de desigualdad a aquellas distribuciones que por su estructura sean, desde un punto de vista subjetivo, más desiguales. Como ilustración de este punto obsérvese que, de acuerdo con la función definida en (1.2), los tres vectores presentados en el ejemplo serían "igualmente desiguales", lo que no coincide con una apreciación subjetiva. No obstante, si se recuerda la restricción enunciada en (1.1) se notará que los vectores no representan un mismo total. Así, la definición de (1.2), junto con la restricción (1.1), hacen que la función adjudique valores distintos a vectores distintos. Sin embargo, si se pasa a $N = 3$ esa propiedad deja de ser válida, como se puede verificar con los vectores $(4,1,1)$ y $(3,3,0)$.

Si bien el tema a tratar puede encararse en forma general como el problema estadístico de caracterizar la "concentración" de la distribución de una variable aleatoria, se ha preferido comenzar por un enfoque simplemente empírico a ser generalizado posteriormente.

2. EL COEFICIENTE DE VARIACION

Como se dijo en el párrafo anterior, se parte de la distribución del total de una determinada variable que, para mejor comprensión de lo expuesto, se tomará como representativa de los ingresos de una población.

En la tabla 2.1 se presenta un listado para analizar una distribución; allí figuran los ingresos de una hipotética población de cinco individuos.

Ind. N°	Ingreso
1	200
2	320
3	240
4	360
5	280

TABLA 2.1

Obsérvese que el primer individuo es el que recibe el menor ingreso y el cuarto, el más favorecido. ¿Cómo medir el grado de desigualdad en la distribución?

Una primera idea podría consistir en considerar la diferencia entre el mayor y el menor; esto es, el rango de variación, que para el ejemplo presentado resulta igual a 160. Sin embargo, basta proponer que en un período posterior varíen los ingresos de los intermedios, manteniéndose iguales los extremos, para que el indicador perma-

nezca constante, pese a que la nueva distribución no sea equivalente a la anterior. Surge de este ejemplo la idea de que debería poder compararse cada ingreso con respecto a un nivel de distribución equitativa. Como ya se mencionó al hablar de los valores extremos, la mínima desigualdad corresponde al caso en que todos reciben un mismo valor. Dado que la condición (1.1) exige que el total sea constante, ese término de comparación estará dado por:

$$(2.1) \quad \bar{y} = Y/N$$

que representa el ingreso per cápita (promedio).

Piénsese ahora que el indicador debe resumir todas las diferencias pero sin considerar el sentido de las mismas. O sea que es tan desigual que un individuo reciba un determinado monto por encima del promedio como que recibiera ese monto por debajo. Parecerá indicado, entonces, tomar las diferencias en valor absoluto o bien elevadas al cuadrado.

Relacionado con diferencias en valor absoluto, se ha definido el índice de Kuznets que se verá posteriormente.

Siguiendo la otra alternativa, en cambio, se puede definir:

$$(2.2) \quad d = \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2$$

Aplicando a los valores presentados en la tabla 2.1 se obtendría $d = 16.000$.

Supóngase ahora que en una fecha posterior se observan y tabulan nuevamente los ingresos y se obtiene el listado que se reproduce en la tabla 2.2.

Ind. N°	Ingreso
1	200
2	280
3	280
4	360
5	280

TABLA 2.2

Si se emplea el indicador definido en (2.2) se obtendrá $d = 12.800$. Como se podía esperar, el valor de d ha disminuido, aunque aún se mantiene alto debido a los valores extremos bastante alejados del promedio.

Tal como fue definido, el indicador alcanza su valor máximo cuando uno de los individuos, sea éste el k -ésimo, recibe todo el ingreso. Esta distribución se puede representar como:

$$(2.3) \quad y_i = \delta_{ik} \cdot Y$$

donde δ_{ik} vale 1 si $i=k$ y cero en cualquier otro caso.

Al aplicar la definición (2.2) al caso presentado en la Tabla 2.2 se obtiene:

$$(2.4) \quad d = (Y - \bar{y})^2 + (N-1) \bar{y}^2 = (N \bar{y} - \bar{y})^2 + (N-1) \bar{y}^2 = N(N-1) \bar{y}^2$$

Esta expresión permite observar que el valor máximo depende de $\bar{y}$, lo que dificulta la comparación entre indicadores de distribuciones provenientes de grupos con distintos promedios. Por ello, para homogeneizar el indicador se lo divide por $\bar{y}^2$ pero también por N , obteniendo una

forma asimilable a un estadístico más conocido. En efecto, la expresión resultante es:

$$(2.5) \quad d = \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}{N \bar{y}^2}$$

Teniendo en cuenta la expresión del valor máximo obtenido en (2.4) y la corrección indicada en (2.5), el nuevo valor extremo será, en consecuencia, $N-1$. Como se advierte, el nuevo máximo sólo depende del tamaño del grupo investigado. Puede argumentarse al respecto que el indicador debería hacerse independiente del tamaño de la muestra analizada. No obstante, tal corrección no parece tan acertada, ya que de algún modo debe poder destacarse el hecho de que es más desigual la distribución en la que se reparte un cierto monto entre 100 individuos adjudicándoselo a uno solo, que otra donde se reparte una suma entre sólo 10 individuos también adjudicándosela a uno solo.

Si se considera que los valores y_i son observaciones de una variable aleatoria con cierta distribución de media μ y varianza σ^2 , el indicador definido en (2.5) representa un estimador de la cantidad σ^2/μ^2 que es, por definición, el cuadrado del coeficiente de variación.

Dado que en muchas ocasiones los datos para el análisis se proveen expresados en términos relativos o participaciones en el total, resulta conveniente deducir una expresión alternativa para la indicada en (2.5).

$$\begin{aligned}
 (2.6) \quad d &= \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}{N \bar{y}^2} = \sum_{i=1}^N \frac{y_i^2}{N \bar{y}^2} - 2 \frac{\sum_{i=1}^N y_i}{N \bar{y}} + \frac{N \bar{y}^2}{N \bar{y}^2} = \\
 &= N \sum_{i=1}^N z_i^2 - 1
 \end{aligned}$$

donde $z_i = y_i/Y$ es, justamente, la participación en el total.

Ahora bien, si los datos son proporcionados en forma absoluta como se viera en un principio, la conversión de términos absolutos a relativos es inmediata, por lo que se puede adoptar (2.6) para todos los casos.

Una nueva variante se presenta cuando la distribución está dada por sectores en lugar de individuos. En este caso los datos serán proporcionados en una forma similar a la mostrada en la tabla 2.3.

Sector N°	Fracción de población	Participación en el ingreso
1	0.1	0.5
2	0.4	0.4
3	0.5	0.1

TABLA 2.3

Para adecuar la definición del indicador obtenida en (2.6) se hace necesario introducir cierta notación. Con x_i se denotará la fracción de población representada por el sector i -ésimo; $i = 1, 2, \dots, m$. Si el total de indi

viduos es N por cada sector habrá Nx_i individuos cuya participación en el total de ingreso será $z_i/(Nx_i)$. Luego, aplicando la definición dada en (2.6) se obtiene:

$$(2.7) \quad d = N \sum_{i=1}^m (Nx_i) \left(\frac{z_i}{Nx_i} \right)^2 - 1 = \sum_{i=1}^m x_i \left(\frac{z_i}{x_i} \right)^2 - 1$$

Con los datos presentados en la tabla 2.3 se obtiene $d = 2.92$.

Nótese que con esta nueva definición el valor mínimo sigue siendo cero (0) cuando el ingreso de cada sector sea proporcional a la fracción de población respectiva, esto es, $z_i = x_i$ para todos los sectores. En cambio, el valor máximo ya no es necesariamente $m - 1$, ya que aquél se alcanza cuando todo el ingreso lo concentra el sector más pequeño. Por lo tanto, el valor máximo será $1/x_{\min} - 1$. En el caso analizado este valor es igual a 9.

Esta nueva extensión en la definición de d permite incluir a la variante anterior como un caso particular donde $x_i = 1/N$ para todo i y $m = N$.

Nótese que la cantidad z_i/x_i que aparece en la expresión (2.7) representa la participación en el ingreso per cápita del sector i , con respecto al ingreso per cápita de toda la población. En efecto:

$$(2.8) \quad w_i = \frac{z_i}{x_i} = \frac{y_i/Y}{n_i/N} = \frac{y_i/n_i}{Y/N} = \frac{\bar{y}_i}{\bar{y}}$$

Desafortunadamente, como $\sum w_i \neq 1$, w_i no puede ser tomado como una participación. No obstante, se lo llamará "ingreso per cápita relativo del sector i " (ipcri).

Usando la nueva definición, la (2.7) se transforma en:

$$(2.9) \quad d = \sum_{i=1}^m x_i w_i^2 - 1$$

Un aspecto que resulta interesante analizar es el comportamiento del indicador cuando se reúnen dos sectores para formar uno solo. Sean éstos el r -ésimo y el s -ésimo. El nuevo sector tendrá como fracción de población $(x_r + x_s)$ y como $ipcr$:

$$(2.10) \quad w = \frac{z_r + z_s}{x_r + x_s} = \frac{x_r w_r + x_s w_s}{x_r + x_s} = f_r w_r + f_s w_s$$

donde:

$$(2.11) \quad f_r = \frac{x_r}{x_r + x_s} \quad y \quad f_s = \frac{x_s}{x_r + x_s}$$

Nótese que a partir de (2.11) se deduce trivialmente que:

$$(2.12) \quad f_r + f_s = 1$$

La aplicación de la fórmula (2.9) a la nueva distribución donde los sectores r y s se han fundido en uno solo da por resultado:

$$(2.13) \quad d' = \sum_{i \neq r, s} x_i w_i^2 + (x_r + x_s) (f_r w_r + f_s w_s)^2 - 1$$

Restando de la expresión (2.9) la (2.13) se obtiene:

$$\begin{aligned}
 (2.14) \quad d' - d &= (x_r + x_s) (f_r w_r + f_s w_s)^2 - x_r w_r^2 - x_s w_s^2 = \\
 &= (x_r + x_s) f_r (1 - f_r) w_r^2 + 2 f_r f_s w_r w_s + \\
 &\quad + f_s (1 - f_s) w_s^2
 \end{aligned}$$

Pero en virtud de (2.12) resulta finalmente:

$$(2.15) \quad d' - d = -(x_r + x_s) f_r f_s (w_r - w_s)^2$$

Dado que x_r y x_s y, en consecuencia f_r y f_s , son positivos, la expresión dada en (2.15) será siempre negativa, salvo que $w_r = w_s$. Como podría esperarse, entonces, la asociación de dos sectores disminuirá siempre la desigualdad, salvo que los ipcri sean iguales, caso en el cual el indicador no varía. Si además se escribe:

$$(2.16) \quad (x_r + x_s) f_r f_s = \frac{x_r x_s}{x_r + x_s}$$

se halla que (2.16) es máxima para $x_r = x_s$, de lo que se deduce que la disminución de la desigualdad será mayor cuanto menor sea la diferencia entre x_r y x_s , independientemente de los valores de w_r y w_s .

Otro aspecto que resulta importante contemplar es el comportamiento del indicador frente a una transferencia de ingresos de un sector a otro. Sean estos sectores el r -ésimo y el s -ésimo, para los cuales se cumple:

(2.17)

$$w_r < w_s$$

Se establece una transferencia de ingresos (relativa) h desde el sector r hacia el s , de modo que si $h > 0$ la transferencia real se opera desde r hacia s , mientras que si es $h < 0$ se operará en sentido contrario.

La expresión del indicador para la nueva situación será:

$$(2.18) \quad d' = \sum_{i \neq r, s} x_i w_i^2 + x_r (w_r - h/x_r)^2 + x_s (w_s + h/x_s)^2$$

de modo que al restar (2.11) de (2.18) quedará:

$$\begin{aligned} (2.19) \quad d' - d &= x_r (w_r - h/x_r)^2 + x_s (w_s + h/x_s)^2 - x_r w_r^2 - x_s w_s^2 \\ &= -2 w_r h + h^2/x_r + 2 w_s h + h^2/x_s = \\ &= 2 (w_s - w_r) h + (1/x_r + 1/x_s) h^2 \end{aligned}$$

De acuerdo con (2.17) la diferencia $(w_s - w_r)$ es positiva, de modo que si $h > 0$ resulta $d' > d$; como era de esperar, ya que la transferencia se ha operado desde un sector de ipcri menor hacia uno mayor. En cambio si $h < 0$ la expresión (2.19) será negativa mientras que:

(2.20)

$$0 < h < 2h^*$$

donde:

$$(2.21) \quad h^* = - \frac{\frac{w_s}{x_r} - \frac{w_r}{x_s}}{\frac{1}{x_r} + \frac{1}{x_s}}$$

y será nuevamente positiva cuando sea $h < 2h^*$.

Para una más clara comprensión de lo expuesto, se adiciona un ejemplo sencillo sobre el cual se hará una posterior interpretación de lo ocurrido.

Sea, entonces, una distribución como la presentada en la tabla 2.4.

TABLA 2.4

x_i	z_i	w_i
0.5	0.2	0.4
0.3	0.6	2.0
0.2	0.2	1.0

A partir de esta tabla, se desarrollan otras seis distribuciones para distintos valores de h , como se puede apreciar en las tablas 2.5 a 2.10. Un resumen de los resultados obtenidos se consigna en la tabla 2.11.

TABLA 2.5

x_i	z_i	w_i
0.5	0.2	0.4
0.3	0.7	2.33
0.2	0.1	0.5

TABLA 2.6

x_i	z_i	w_i
0.5	0.2	0.4
0.3	0.5	1.67
0.2	0.3	1.5

x_i	z_i	w_i
0.5	0.2	0.4
0.3	0.48	1.6
0.2	0.32	1.6

TABLA 2.7

x_i	z_i	w_i
0.5	0.2	0.4
0.3	0.4	1.33
0.2	0.4	2.0

TABLA 2.8

x_i	z_i	w_i
0.5	0.2	0.4
0.3	0.36	1.2
0.2	0.44	2.2

TABLA 2.9

x_i	z_i	w_i
0.5	0.2	0.4
0.3	0.3	1.0
0.2	0.5	2.5

TABLA 2.10

Tabla	h	w_2	w_3	d
2.4	0	2.0	1.0	0.48
2.5	0.1	2.33	0.5	0.758
2.6	-0.1	1.67	1.5	0.36
2.7	-0.12	1.6	1.6	0.36
2.8	-0.2	1.33	2.0	0.413
2.9	-0.24	1.2	2.2	0.48
2.10	-0.3	1.0	2.5	0.63

TABLA 2.11

La primera verificación corresponde al hecho de que una transferencia en el sentido de los $ipcri$ crecientes aumenta la desigualdad, como en la tabla 2.5.

A través de los resultados de las tablas 2.6 y 2.7 se observa que la transferencia en el sentido de los $ipcri$ decrecientes disminuye la desigualdad hasta que se llega a $w_r = w_s$, donde se alcanza un mínimo relativo (absoluto bajo la condición de todos los otros w_i constantes). Nótese que la condición $w_r = w_s$ es equivalente a:

$$(2.22) \quad h = h^*$$

donde h^* es el definido en (2.21).

Luego -obsérvense tablas 2.8 y 2.9- el valor del indicador comienza a crecer con respecto al anterior, ya que se están transfiriendo ingresos de menor a mayor $ipcri$, aunque con respecto a la situación original siga siendo menor hasta que alcanza el valor inicial, como se ve en la tabla 2.9. Este caso corresponde al límite $h = 2h^*$. A partir de allí, el indicador siempre crecerá (tabla 2.10) aun por sobre el valor inicial.

Dos aspectos importa destacar a partir del análisis realizado anteriormente. En primer lugar, nótese que las situaciones ilustradas en las tablas 2.4 y 2.9 presentan la misma desigualdad, a juzgar por el valor del indicador en ambos casos. Aunque aparentemente la observación de las respectivas tablas no permitiría llegar a tal conclusión, debe recordarse que los términos de comparación son x_i w_i^2 y no simplemente los w_i .

En segundo lugar, importa destacar que no toda transferencia de sectores de menor a mayor $ipcri$ resulta en una menor desigualdad. En efecto, para transferencias más

allá del límite establecido se consigue el efecto contrario. Por supuesto, el óptimo se logrará tomando $h = h^*$, esto es, $w_r = w_s$.

Un nuevo aspecto se presenta cuando los sectores es tán constituidos por subsectores. En estos casos, siguiendo la terminología estadística se habla de "desigualdad dentro de sectores" y de "desigualdad entre sectores". Por eso, una propiedad deseada para el indicador que se defina, consiste en la posibilidad de descomponerlo en dos factores que representen, respectivamente, a los términos antes mencionados. Para mostrar que el indicador actualmente analizado presenta esa propiedad es conveniente introducir una nueva notación.

El problema indicado se plantea en la siguiente forma: se dispone de m sectores y, dentro de cada uno de ellos, se tienen n_i subsectores.

Con x_{ij} se identificará la fracción de población representada por el subsector j del sector i y con z_{ij} se identificará la participación en el ingreso del subsector j del sector i . A base de ellos se definen:

$$(2.23) \quad x_{i.} = \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}$$

la fracción de población representada por el sector i .

$$(2.24) \quad z_{i.} = \sum_{j=1}^{n_i} z_{ij}$$

la participación en el ingreso del sector i .

$$(2.25) \quad u_{ij} = x_{ij}/x_{i.}$$

la fracción de población representada por el subsector j del sector i dentro de su sector.

$$(2.26) \quad v_{ij} = z_{ij}/z_i.$$

la participación en el ingreso del subsector j del sector i dentro de su sector.

$$(2.27) \quad w_{ij} = v_{ij}/u_{ij}$$

el ingreso per cápita relativo del subsector j del sector i , que se puede denominar como $ipcrij$.

$$(2.28) \quad w_i = z_i/x_i.$$

el ingreso per cápita relativo (al total) del sector i , que se identificará como $ipcri$. Adviértase que en esta particular definición el subíndice i . no representa suma sobre j , ya que los valores per cápita (por razón de dos variables) no resultan aditivos; esto es, $w_i \neq \sum_{j=1}^{n_i} w_{ij}$.

Sin embargo, se ha preferido esta notación debido a la asociación creada entre w y el cociente entre z y x .

Con la notación descripta precedentemente se puede definir un indicador de desigualdad para cada sector adaptando la expresión (2.11) para obtener:

$$(2.29) \quad d_i = \sum_{j=1}^{n_i} u_{ij} w_{ij}^2 - 1$$

Si ahora se extiende la definición para todos los sectores se tendrá:

$$\begin{aligned}
 (2.30) \quad d &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \left(\frac{z_{ij}}{x_{ij}} \right)^2 - 1 = \\
 &= \sum_{i=1}^m x_{i.} \left(\frac{z_{i.}}{x_{i.}} \right)^2 \sum_{j=1}^{n_i} u_{ij} \left(\frac{v_{ij}}{u_{ij}} \right)^2 - 1 = \\
 &= \sum_{i=1}^m (x_{i.} w_{i.}^2) d_i + \left(\sum_{i=1}^m x_{i.} w_{i.}^2 - 1 \right)
 \end{aligned}$$

Se ha logrado, como se puede ver en la expresión (2.30), descomponer d en dos factores. El primero representa una suma ponderada de los indicadores de desigualdad dentro de cada sector, tal como se los definió en (2.29). El segundo término, entre paréntesis, muestra la desigualdad entre los sectores y será denotado como d_0 .

La objeción que puede presentarse a esta descomposición, tal como lo puntualiza Theil (ver Theil (1967)), es que la suma de los ponderadores incluidos en el primer factor no es una constante, ya que es igual a $d_0 + 1$ y dependerá, por lo tanto, de la desigualdad entre sectores.

En la tabla 2.12 se ilustra un caso como el analiza do últimamente. Allí se han listado los ingresos por sub sector provenientes de una hipotética distribución.

Sobre la base de esos datos se confeccionó la tabla 2.13, donde se consignan los valores necesarios para el cálculo indicado en la expresión (2.30).

Sectores	Subsectores	Fracción de población	Participación en el ingreso
ALTOS	Propietarios	0.03	0.08
	Dependientes	0.06	0.12
MEDIOS	Profesionales	0.06	0.09
	Dependientes	0.18	0.20
	Independientes	0.12	0.12
BAJOS	Independientes	0.20	0.16
	Asalariados	0.35	0.23

TABLA 2.12

i	j	x_{ij}	$x_{i.}$	u_{ij}	z_{ij}	$z_{i.}$	v_{ij}	w_{ij}	$w_{i.}$	$x_{i.} w_{i.}^2$	d_i
1	1	0.03	0.09	0.33	0.08	0.20	0.40	1.20	2.22	0.443	0.0198
	2	0.06		0.67	0.12		0.60	0.90			
2	1	0.06	0.36	0.17	0.09	0.41	0.22	1.32	1.14	0.467	0.0320
	2	0.18		0.50	0.20		0.49	0.98			
	3	0.12		0.33	0.12		0.29	0.88			
3	1	0.20	0.55	0.36	0.16	0.39	0.41	1.14	0.71	0.277	0.0096
	2	0.35		0.64	0.23		0.59	0.92			
										d_0	0.187
										d	0.2134

TABLA 2.13

3. OTRAS MEDIDAS

Muchos tipos de indicadores han sido sugeridos a lo largo del tiempo y a través de diversos autores. No obstante, el uso y la aplicación a problemas particulares han determinado que sobrevivan sólo algunos de ellos. El cuadrado del coeficiente de variación, analizado en el punto anterior, se eligió por considerar que surge como consecuencia natural del planteo de medir la desigualdad en la distribución. Junto con él, otras medidas usuales son el coeficiente de concentración de Gini y el indicador de entropía (de Theil). En un trabajo de aplicación de Weiskoff (1974) se señalan como medidas tradicionales los mencionados indicadores de Gini y el coeficiente de variación, pero agregando el indicador de Kuznets y las participaciones ordinales en el ingreso, consignando algunas críticas con respecto a cada indicador.

Tinbergen, por su parte (ver Tinbergen (1975)), utiliza la razón entre deciles o quintiles extremos, los desvíos en valor absoluto de cada participación con respecto al promedio, una suerte de variante del coeficiente de variación; el coeficiente de Gini (que llama R y define en una forma más cercana a los economistas) y el porcentaje máximo de nivelación, que es el porcentaje del ingreso total que debe ser transferido de los más ricos a los más pobres a fin de lograr la igualdad, utilizado junto con el coeficiente de Gini en un extenso trabajo de Paukert (1973).

A estas medidas cabría agregar el indicador de Atkinson, corregido posteriormente por Allingham, que será analizado más adelante.

El coeficiente de Kuznets, tal cual aparece definido en Jain (1975), es el promedio aritmético de los desvíos en valor absoluto, con respecto a 0.05, de la participación en el ingreso de cada vigésil de población. Este indicador puede ser generalizado a cualquier $1/N$ -il para dar:

$$(3.1) \quad K(z) = \sum_{i=1}^N I z_i - \frac{1}{N} I$$

Si se conviene en tomar los z_i ordenados de mayor a menor y se define r como el índice del último z_i que supera $1/N$, la (3.1) se puede reescribir como:

$$(3.2) \quad K(z) = \sum_{i=1}^r (z_i - \frac{1}{N}) + \sum_{i=r+1}^N (\frac{1}{N} - z_i) = 2 \sum_{i=1}^r z_i - 2 \frac{r}{N}$$

Nótese que este indicador, de acuerdo con (3.2), tomará el mismo valor para todas aquellas distribuciones que man tengan constante la suma de las participaciones mayores que $1/N$.

El índice de concentración de Gini, muy difundido entre los economistas, representa -en una distribución de ingresos- el coeficiente del área encerrada por la bisec triz del primer cuadrante y la curva de Lorentz dividida por el área del triángulo bajo la bisec triz. Sin embargo, con miras a obtener una expresión adecuada se ha preferi do la forma utilizada por Pyatt (1976) que es la siguien te:

$$(3.3) \quad G = \frac{\frac{1}{2N^2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N I y_i - y_j I}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i}$$

para una distribución $\{y_i\}_{i=1}^N$.

Un gran inconveniente para este indicador, como para los que se analizarán posteriormente, reside en su falta de discriminación; esto es, que para muchas distribu-

ciones que intuitivamente parecerían completamente distintas, el indicador toma el mismo valor.

Para verlo, conviene adoptar la convención de reordenar los conjuntos que representan las distintas distribuciones de modo que $y_i \geq y_j$ si $i < j$. Con esta convención la (3.3) se puede escribir como:

$$(3.4) \quad G = \frac{2}{N} \sum_{i=1}^N i z_i - \left(1 + \frac{1}{N}\right)$$

La expresión (3.4) permite inferir que, para las distribuciones de igual N e Y , el indicador considerará iguales a todas aquéllas que tengan igual el término $\sum_{i=1}^N i y_i$.

Para ilustrar esta conclusión en la tabla 3.1 se presentan distintas distribuciones de un mismo total Y que verifican producir un mismo valor de G . En la última columna se ha adicionado el valor de d para poder comparar el comportamiento de ambos indicadores.

y_1	y_2	y_3	y_4	y_5	G	d
11	10	6	2	1	11.2	0.456
12	10	2	2	2	11.2	0.422
10	10	8	2	0	11.2	0.489
12	8	6	4	0	11.2	0.444
11	10	5	4	0	11.2	0.456

TABLA 3.1

El indicador de entropía analizado en extenso por Theil (1969) tiene comportamiento y propiedades similares al cuadrado del coeficiente de variación. Su expresión es la siguiente:

$$(3.5) \quad T(z) = \sum_{i=1}^N z_i \log N z_i$$

donde z_i es, como ya se convino, la participación en el ingreso, y $\log$ representa los logaritmos naturales.

La buscada propiedad de poder ser descompuesto en dos factores cuando los sectores contienen subsectores no es tan evidente a partir de la expresión (3.5), pero, siguiendo el desarrollo dado por Theil, se llega a:

$$(3.6) \quad T(w) = \sum_{i=1}^m z_i \cdot T_i(w) + \sum_{i=1}^m z_i \cdot \log w_i.$$

con $T_i(w) = \sum_{j=1}^{n_i} v_{ij} \log w_{ij}$ y la notación es la misma utilizada para (2.28).

La ventaja de la expresión (3.6) con respecto a la lograda en (2.28) reside, como lo destaca Theil, en que los ponderadores en el término correspondiente a la desigualdad dentro de sectores, $-z_i$, suman uno, siendo, por lo tanto, independientes del otro término.

El indicador de Atkinson responde, por su parte, a un enfoque de medir el "bienestar social" y tiene la forma:

$$(3.7) \quad I = 1 - \left\{ \sum_i \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{1-e} f(y_i) \right\}^{\frac{1}{1-e}}$$

donde se supone que $\{y_i\}$ es una muestra proveniente de una distribución con media μ y de frecuencia relativa $f(y_i)$. Para el caso más simple contemplado al principio se tiene que $\mu = \bar{y}$ y $f(y_i) = 1/N$, de modo que al reemplazar en (3.6) se obtiene:

$$(3.8) \quad I = 1 - N \left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N z_i^{(1-e)} \right\}^{\frac{1}{1-e}}$$

El coeficiente e es el llamado "grado de aversión a la desigualdad" y, según el valor que se le asigne, el indicador tendrá sensibilidad a distintos aspectos. Así, por ejemplo, a medida que e crece se les dará mayor peso a las transferencias en el más bajo nivel de la distribución. Más detalles pueden ser consultados en Atkinson (1970), y una corrección del mismo, en Allingham (1972).

4. COMPARACION ENTRE LOS INDICADORES

En lo que respecta a la comparación entre los distintos indicadores analizados es importante mencionar el trabajo de Champernowne (1974) donde realizó un estudio comparativo entre los indicadores mencionados, aunque desde una óptica muy particular, ya que se ocupa de contemplar tres aspectos: desigualdad debida a un extremado bienestar relativo, desigualdad entre los ingresos menos extremos y desigualdad debida a la extremada pobreza. El análisis procede a través de la simulación de diferentes distribuciones para comparar el comportamiento de los diversos indicadores para cada uno de los aspectos antes señalados.

Como una de las aplicaciones posibles de estas medidas consiste en comparar la distribución de un mismo in-

greso en diferentes oportunidades, parecería adecuado poder establecer la sensibilidad del indicador frente a las transferencias de ingresos de un individuo a otro. Esto sería una generalización del aspecto analizado en el punto 2, pág. 9.

Para ello se define la sensibilidad del indicador como:

$$(4.1) \quad S(I) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} \{I(y_1, y_2, \dots, y_r - h, \dots, y_s + h, \dots, y_N) - I(y_1, y_2, \dots, y_r, \dots, y_s, \dots, y_N)\}$$

donde I representa genéricamente un indicador. Como se ve, la sensibilidad dependerá de los sectores r y s, de modo que, en general, no será uniforme.

Para el indicador d se tiene:

$$(4.2) \quad d^* = \frac{N}{Y^2} \sum_{i \neq r, s} y_i^2 + (y_r - h)^2 + (y_s + h)^2$$

De modo que, al aplicar la expresión (4.1), se llega a:

$$(4.3) \quad S(d) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{h} \left\{ \frac{N}{Y^2} (-2h y_r + h^2 + 2h y_s + h^2) \right\} = \\ = \frac{N}{Y^2} (y_s - y_r)$$

De la expresión (4.3) se deduce que si la transferencia ocurre entre individuos con el mismo ingreso, el in-

dicador es insensible frente a transferencias muy pequeñas. Además, a medida que aumenta la diferencia entre los ingresos, la sensibilidad es mayor.

Para el caso del indicador de Gini, conviene utilizar la expresión deducida en (3.4) para obtener:

$$(4.4) \quad G^k = \frac{1}{N} \left\{ N + 1 - \frac{2}{Y} \sum_{i \neq r, s} i y_i - \frac{2}{Y} [r (y_r - h) + s (y_s - h)] \right\}$$

Por lo tanto:

$$(4.5) \quad S(G) = \frac{2}{Y} (r - s)$$

Si bien la expresión obtenida es muy similar a la de la sensibilidad de d , la diferencia estriba en que en (4.5) solo aparecen los índices de los individuos y no su ingreso. O sea que la variación del indicador frente a variaciones muy pequeñas del ingreso depende solo de la posición relativa de los individuos dentro del rango de ingresos, independientemente de la magnitud de éstos.

Por otra parte, aplicando un razonamiento similar al utilizado en los casos anteriores, se obtiene para el indicador de Theil:

$$(4.6) \quad S(T) = \frac{y_r + y_s}{Y} + \frac{1}{Y} \log \frac{y_s}{y_r}$$

Finalmente, para el indicador de Atkinson dado en la expresión (3.8) se obtiene:

$$(4.7) \quad S(I) = N \left(\frac{1}{N} \right)^{\frac{1}{1-e}} (1 - e) Y^e (y_s^{-e} - y_r^{-e})$$

Con miras a lograr resultados más generales se puede, como ya se comentó, dar al tema de la desigualdad en la distribución un enfoque estadístico. Para ello, se considera el conjunto $\{y_i\}_{i=1}^N$ representativo de la distribución como una muestra proveniente de una cierta variable aleatoria con función de densidad $f(y)$ o de cuantía $f(y_i)$ según corresponda.

La variable Y generalmente tiene un rango de variación $(0, y^*)$ donde y^* puede ser suficientemente grande pero no infinito. Ahora cada distribución posible es, en realidad, una función f , de modo que la familia de distribuciones será una familia de funciones.

Así por ejemplo, el caso de "máxima igualdad" estará definido, para el caso discreto, como:

$$(4.8) \quad f(y) = \begin{cases} 1, & \text{si } y = \mu \\ 0, & \text{si } y \neq \mu \end{cases}$$

$$\text{donde } \mu = \sum_i y_i f(y_i).$$

Para el cálculo de d hay que tener en cuenta que la definición dada en (2.6) se refería a un estimador muestral, mientras que ahora se conoce la distribución teórica, por lo que se puede calcular directamente a partir de μ y σ^2 . Para ello basta evaluar:

$$(4.9) \quad \sigma^2 = \sum_i y_i^2 f(y_i) - \mu^2 = 0$$

$$Y, \text{ en consecuencia, } d^* = \sigma^2 / \mu^2 = 0.$$

Una distribución que represente la máxima desigualdad puede estar dada por la siguiente:

$$(4.10) \quad f(y) = \begin{cases} a, & \text{si } y = y^* \\ 1-a, & \text{si } y = 0 \end{cases}, \text{ con } a \rightarrow 0.$$

Para este caso se tiene que $\mu = a y^*$; $\sigma^2 = \{a(1-a)y^*\}^2$ y, por lo tanto:

$$(4.11) \quad d^* = (1 - a)/a$$

Nótese que si en (4.11) se toma $a = 1/N$ se obtiene para d^* el valor máximo hallado en el punto 2.

Gastwirth (1975) utiliza una generalización de la expresión dada para el cuadrado del coeficiente de variación basándose en una medida generalizada de dispersión. Así, si $h(y)$ es una función convexa con $h(0) = 0$ y $f(y)$ es la función de densidad para la cual se quiere medir la dispersión según h , esa medida estará dada por:

$$(4.12) \quad D(h) = \int h(y) f(y) dy - h(\mu)$$

La medida presentada por Gastwirth tiene la forma:

$$(4.13) \quad M(h) = D(h)/h(\mu)$$

Nótese que cualquiera sea $h(y)$ si $f(y)$ es la función definida en (4.8) se obtendrá $D(h) = 0$. Por el contrario, el valor máximo depende de la forma funcional de h . En efecto, aplicando (4.13) a la función definida en (4.10) se obtiene:

$$(4.14) \quad M(h) = \frac{a h(y^*)}{h(a y^*)} - 1$$

Es interesante notar que si se elige $h(y) = y^2$ la expresión (4.13) se convierte en el cuadrado del coeficiente de variación y si se toma $h(y) = y \log y$, la medida $M(h)$ se transforma en el indicador de Theil, dividido por $\log \mu$.

5. CONCLUSIONES

A través del análisis de los cinco indicadores seleccionados y de los antecedentes en la literatura comentados se puede concluir que no existe realmente un indicador óptimo. Además, como ya se dijo e ilustró con ejemplos numéricos, los indicadores presentan el grave inconveniente de generar clases de equivalencia, esto es, conjuntos de distribuciones con igual valor del indicador para los cuales el investigador no ha previsto considerar iguales. El otro problema que se plantea es el hecho de que los indicadores no produzcan el mismo "ranking", de modo que al desplazarse de una distribución hacia otra algunos indicadores disminuirán mientras que otros aumentan. Por lo tanto, puede ser aconsejable utilizar simultáneamente varios indicadores, interpretando cada uno en su contexto. No obstante, se proseguirá investigando con miras a obtener una formulación matemática que permita enfocar el problema de los indicadores en forma global.

Referencias Bibliográficas

- /1/ ALLINGHAM, M.G. (1972): "The measurement of inequality", Journal of economic theory, 5, p. 163/9.
- /2/ ATKINSON, A.B. (1970): "On the measurement of inequality", Journal of economic theory, 2, p. 244/53.
- /3/ CHAMPERNOWNE, D.G. (1974): "A comparison of measures of inequality of income distribution", Economic Journal, 84, p. 787/816.
- /4/ GASTWIRTH, J.L. (1975): "The estimation of a family of measures of economic inequality", Journal of econometrics, 3, p. 61/70.
- /5/ JAIN, S. (1975): "Size distribution of income", World Bank Publication.
- /6/ PAUKERT, F. (1973): "Distribución del ingreso en diferentes niveles de desarrollo", Revista Internacional del Trabajo, 88, Nros. 2-3, p. 107/39.
- /7/ PYATT, G. (1976): "On the interpretation and disaggregation of Gini coefficients", The Economic Journal, 86, p. 253/55.
- /8/ THEIL, H. (1967): "Economics and information theory", North Holland.
- /9/ TINBERGEN, J. (1975): "Income distribution", North Holland.
- /10/ WEISKOFF, R. (1974): "Distribución del ingreso y crecimiento económico en Puerto Rico, Argentina y México", Distribución del Ingreso, Fondo de Cultura Económica, p. 111/47.

RESEÑA DE ESTIMACIONES DE OFERTA AGRICOLA PAMPEANA ^(*)

por Susana Gluck*

I. INTRODUCCION

El proceso de expansión de la producción agrícola pampeana se agotó durante la década del treinta. La gran de presión que tuvo lugar durante esos años y la posterior guerra mundial restaron posibilidades a la exportación de cereales y oleaginosos, que, como es sabido, constituye una porción significativa de la producción agrícola pampeana. En forma concurrente, las sucesivas políticas económicas se volcaron a fomentar la industrialización, absorbiendo mano de obra del sector rural y prestando escasa atención, en general, al desarrollo de la actividad agropecuaria. El resultado fue una paulatina declinación de la agricultura pampeana, particularmente en las décadas del cuarenta y del cincuenta. Si bien con posterioridad se siguieron más asiduamente políticas destinadas a revertir esta situación, la producción agrícola comenzó a aumentar a un ritmo muy lento y con un desfase prolongado con respecto de los estímulos otorgados.

(*) Una primera versión de este trabajo fue presentada en la XIIIa. Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política en Embalse (Córdoba) en noviembre de 1978. La presente versión incorpora sugerencias y comentarios del Dr. Rinaldo Colomé y del Lic. E. Zabos Pouler, que se agradecen. Las limitaciones de este trabajo son, naturalmente, de entera responsabilidad de la autora.

(*) Gerencia de Relaciones Internacionales.

La débil y lenta respuesta de la producción a los incentivos económicos dio lugar a un encendido debate durante los años sesenta acerca de la racionalidad del productor agropecuario pampeano; en otras palabras, se discutía si la conducta del empresario rural argentino era maximizadora de beneficios o si, por el contrario, estaba regida por pautas extraeconómicas que se relacionaban con la propiedad familiar de la empresa agropecuaria y, por ende, con el régimen de tenencia de la tierra 1/.

En rigor, un examen ligero de la evolución de los precios y de los volúmenes producidos parecía dar apoyo a la hipótesis de escasa vinculación entre precios y producción. Sin embargo, tal inferencia no tomaba en cuenta que a partir de la década del cuarenta habían ocurrido profundos cambios estructurales en el sector agropecuario que dificultaban la detección de una relación simple y directa entre áreas sembradas o volúmenes producidos y precios. Tomó entonces gran fuerza la polémica centrada en el papel de los precios agropecuarios como determinantes de la producción. Como parte de aquella se realizaron a partir de mediados de la década del sesenta numerosos estudios tendientes a aislar los determinantes de la oferta agropecuaria argentina y a cuantificar su sensibilidad a distintos incentivos económicos. Los primeros aportes en este campo correspondieron a Carlos Díaz Alejandro /9/ y Lucio Reca /24/. Con posterioridad siguieron otras estimaciones que abarcan diversos productos, niveles de agregación, períodos y regiones.

En este trabajo se pretende reseñar las estimaciones de oferta de productos agrícolas típicamente pampeanos, a fin de establecer el grado de conocimiento que se tiene de los factores determinantes de la conducta de los productores rurales de esta región y de los patrones de respuesta que aún resta indagar. Dado que la producción agrícola pampeana representa una parte significativa de la producción agrícola y aun agropecuaria de todo el país, se han incluido también aquellas estimaciones más agregadas de las cuales la agricultura forma parte.

Con el objetivo señalado, se presentan en la sección siguiente, las estimaciones de oferta agropecuaria, agrícola y de cereales y oleaginosos realizadas, incluyendo tanto aquéllas cuyos resultados pueden considerarse aceptables como aquéllas en que fueron insatisfactorios.

En la sección III se resumen en un cuadro comparativo los resultados seleccionados en materia de elasticidades, comparando en la medida de lo posible la respuesta de los productos individuales entre sí y con los agregados. En la sección IV se sintetizan las conclusiones de los principales autores reseñados y, finalmente, se resumen en la sección V los resultados obtenidos y se efectúan sugerencias para posterior investigación.

II. DETERMINANTES DE LA OFERTA

En esta sección se presentan las estimaciones de oferta realizadas para el total del sector agropecuario, el subsector agrícola y algunos productos típicamente pampeanos.

En general, la comparación entre distintas estimaciones está sujeta a las reservas originadas en las diferentes formas de especificación de las funciones, variables explicativas incluidas y su medición, rezagos adoptados, períodos y regiones analizadas, y, particularmente en el caso de las funciones de oferta más agregadas, la dispar definición o cobertura de la variable dependiente utilizada. En lo que hace a esta última, la oferta debiera estar representada por la producción o producto correspondiente. Sin embargo, la variable dependiente adoptada suele variar según se trata de productos individuales o agregados. En efecto, ya que la producción agrícola puede definirse como el producto del área sembrada por el rendimiento por hectárea cultivada, y dado que los rendimientos suelen estar fuertemente influidos por factores exógenos, en muchos casos se adopta como indicador de la oferta al área sembrada, en el supuesto de que ésta re

fleja en mayor medida la conducta planeada por los productores. Sin embargo, en las estimaciones de oferta agropecuaria agregada y en algunas estimaciones de oferta agrícola agregada suele tomarse a la producción o producto como indicador, ya que se supone que el área cultivable en la Argentina se encuentra casi totalmente utilizada y que sus variaciones son poco importantes.

Por lo que se refiere a las variables explicativas, puede señalarse con Reca /20/ que "la teoría económica indica que la cantidad producida de un bien depende del precio de dicho bien y de los precios de los insumos utilizados en su producción, siempre y cuando la oferta de éstos no esté restringida". Tal relación funcional, válida tanto para agentes y productos individuales como en el agregado, se modifica, sin embargo, cuando existen limitaciones a la libre disponibilidad de algunos factores. En estos casos, la cantidad producida de un bien depende de su propio precio, de los precios de sus insumos libres y de la cantidad de aquellos factores cuya oferta es limitada. A estas variables señaladas por la teoría suelen agregarse otras al pasarse al plano empírico y que se caracterizan por provocar "desplazamientos" en la función de oferta. En la estimación de funciones de oferta agropecuaria tales variables suelen medir cambios institucionales, tecnológicos y climáticos, y, a medida que se aumenta el grado de desagregación, precios de productos rurales alternativos, ya sean éstos competitivos o complementarios.

Por tal motivo, las variables explicativas se han agrupado en cuatro categorías: precio real o relativo del producto, precio real o relativo y/o cantidades de productos alternativos, precios y/o cantidades de insumos o factores de producción, y otras variables de desplazamiento de la función de oferta.

Todas las estimaciones se han realizado utilizando modelos uniecuacionales. En general, se supone que éstos identifican adecuadamente a las funciones de oferta sobre

la base de que la demanda que enfrentan los productores es infinitamente elástica, por estar determinados los pre ci os en el mercado internacional o fijados, en algunos pe ri odos, por el gobierno, y por el hecho de que los pre ci os del propio producto y de productos alternativos en tran re za ga dos en la función. Si bien existe la posibi li dad de que la demanda que enfrentan algunos productores no sea infinitamente elástica 2/, los rezagos en los pre ci os utilizados y la inclusión de otras variables exó ge nas que se suponen no están correlacionadas con las que producen desplazamientos en la función de demanda por pro ductos agropecuarios, permiten afirmar que la estimación mediante un modelo uniecuacional no produce sesgos de si multaneidad significativos e identifica razonablemente las distintas funciones de oferta.

Los modelos de estimación que han sido utilizados en nuestro país responden básicamente a dos tipos: alguna versión del modelo de rezagos distribuidos de Marc Nerlove, denominado modelo dinámico por incluir a la variable dependiente rezagada, y que permite calcular respuestas de la producción a distintas variables en el corto y lar go plazo, así como el tiempo en que tarda en agotarse la respuesta, y diferentes formas de un modelo estático en el cual variaciones en las variables independientes producen efectos sobre la oferta por una sola vez 3/.

En la mayoría de los estudios, las funciones de ofer ta se han estimado mediante el método de mínimos cuadra dos ordinarios, y en los casos en que se han utilizado otros métodos, éstos se señalan en los cuadros correspon dientes. En cada caso, la atención se centra en el poder de explicación de las funciones estimadas, medido por el coeficiente de determinación múltiple, en la ade cua ción de los signos de los coeficientes estimados a lo que indica la teoría, y en su significación estadística, que se considera aceptable cuando cada coeficiente difiere de ce ro con un nivel de significación del 10% o menos.

Dado que la estimación mínimo cuadrática de funcio-

nes dinámicas, que incluyen a la variable dependiente rezagada, puede originar sesgos en el estadístico Durbin-Watson que, a su vez, pueden dar lugar a una subestimación de la existencia de autocorrelación de residuos cuando ella existe, se computaron los estadísticos h de Durbin para todas las formulaciones de este tipo.

Por otra parte, se llama la atención sobre el hecho de que la significación estadística de algunos coeficientes se ve afectada por la existencia de multicolinearidad entre variables explicativas, entre las que cabe señalar la existente entre la variable dependiente rezagada y la tendencia, por un lado, y entre los precios reales de algunos productos alternativos, tales como trigo y maíz para algunos períodos.

1. Oferta agropecuaria agregada

La respuesta de la oferta agropecuaria agregada, que incluye cereales, oleaginosos, hortalizas, frutales, cultivos industriales y productos pecuarios ha sido estudiada en seis trabajos distintos, cuyos resultados se sintetizan en el Cuadro N° 1. En general la variable dependiente se ha medido mediante un índice de producción física, a excepción de Báez /2/, quien la capta a través del producto bruto sectorial.

Los propios precios del sector rural influyeron en todos los casos estimulando una respuesta en igual sentido de la oferta. Solo en una estimación (Díaz Alejandro, /8/ y /10/) la respuesta resultó contraria a lo indicado por la teoría, si bien el coeficiente respectivo no resultó significativo y la variable precio se definió para el período presente, en oposición a los demás casos en que se tomó para el período anterior. Los coeficientes estimados resultaron significativamente distintos de cero en más del 70% de las regresiones efectuadas y, en muchos casos, con elevados niveles de significación.

Las elasticidades-precio de corto plazo que resulta

ron significativas variaron entre 0,31 y 0,52, y el grueso correspondió al intervalo 0,31-0,48. En el largo plazo, resultó significativo un menor número de estimaciones de la elasticidad-precio, que tomó valores que oscilaron entre 0,65 y 0,85, con un coeficiente de ajuste que tomó, en la mayoría de los casos, valores próximos a 0,60, indicando que un 60% del ajuste de la producción real a la planeada se realiza al cabo de un año y, como señala Báez /2/, que la casi totalidad de aquél se agota prácticamente al término de tres años.

La influencia del crédito sobre la oferta sectorial fue analizada por Reca /20/, /21/ y /22/ y Báez /2/. El coeficiente respectivo tuvo el signo adecuado y resultó significativo en la casi totalidad de los casos, permitiendo estimar una elasticidad producción-crédito de 0,10-0,19, marcadamente inferior a las elasticidades precios estimadas.

En un caso (Báez, /2/), se intentó captar la influencia del ingreso rural del período previo sobre la oferta, en el supuesto de que "la posición de liquidez real total disponible por el productor (proveniente de sus propios ingresos generados en el ciclo productivo previo o de fondos externos hechos accesibles al productor a través del sistema financiero) sería el factor determinante por excelencia de los planes de producción a emprenderse". Si bien el coeficiente estimado tuvo el signo adecuado y resultó altamente significativo, su inclusión en sustitución de los precios del sector originó la pérdida de significación del coeficiente de la variable endógena rezagada, lo que quizás pudiera deberse a la existencia de colinearidad entre ambas variables.

Los coeficientes de las variables tecnológicas tuvieron el signo adecuado en todos los casos y fueron significativos en la mayor parte de las estimaciones. En general, el cambio tecnológico ha sido captado mediante variables binarias que toman valor nulo hasta fines de la década del cincuenta, aproximadamente, y valor unitario o

CUADRO N° 1

ESTIMACIONES DE OFERTA AGROPECUARIA AGREGADA

Autor	Período	Especificación función	Coeficiente de ajuste (γ)	Elasticidades			Coeficientes de regresión				
				Precio corto plazo	Precio largo plazo	Crédito	Precio producto			Factores	
							P_t	P_{t-1}	$P_{t-2,3}$	Crédito	Capital
Díaz Alejandro /8/, /10/	1929-65	Log		0,03			(-)	(+)	(-)		
Reca /20/	1934/35/66/67	Lineal		0,48*** 0,31***		0,17*** 0,11***	(+)* (+)*			(+)* (+)*	(+)* (+)*
Colomé /5/	1941-59	Log	0,92	0,20	0,22		(+)				
	1945-59		0,93	0,38	0,41		(+)				
	1945-60		0,93	0,42*	0,45		(+)*				
	1941-60			0,44*			(+)*				
	1945-60			0,53***			(+)*				
Reca /22/	1951-72	Lineal	0,76	0,33**	0,43		(+)*			(+)*	
			0,62**	0,44***	0,71**		(+)*			(+)*	
				0,45***			(+)*			(+)*	
			0,75	0,39**	0,52		(+)*			(+)*	
			0,60**	0,52***			(+)*			(+)*	
Báez /2/	1950-73	Log	0,63**	0,39***	0,65**	0,17**	(+)*			(+)*	
			0,98			0,10*				(+)*	
			0,57**	0,38***	0,67**	0,16**	(+)*			(+)*	
Reca /21/	1950-74	Lineal	0,63*	0,33***	0,52*	0,12**	(+)*			(+)*	
			0,45***	0,50***		0,19***	(+)*			(+)*	
			0,58*	0,35***	0,78***	0,16***	(+)*			(+)*	
				0,24	0,42	0,11	(+)			(+)	
			0,47***	0,21	0,45		(+)			(+)	

(1) Tendencia.

NOTAS EXPLICATIVAS:

El signo (+) o (-) en cada columna indica si el coeficiente estimado posee el signo adecuado o no, respectivamente.
 > 0 o < 0 indica el valor absoluto del coeficiente estimado en los casos que pueda teóricamente ser positivo o negativo.

Supraíndices:

- * : significativamente distinto de uno con un nivel de significancia del 10%.
- ** : significativamente distinto de uno con un nivel de significancia del 5%.
- *** : significativamente distinto de uno con un nivel de significancia del 2%.

CUADRO N° 1

ESTIMACIONES DE OFERTA AGROPECUARIA AGREGADA

Autor	Coeficientes de regresión							Estadísticos				
	Otras variables explicativas							R ²	R ²	DW	b	
	Cambio institucional		Tecnología o tendencia	Clima (t)	Clima (t-1)	Clima (t-2)	Ingreso rural (t-1)					Variable endógena (t-1)
	D ₁	D ₂										
Díaz Alejandro /8/, /10/			(+)* ** (1) > 0		(+)* *	(+)		0,87	0,84			
Reca /20/	(+)* ** (+)* (+)* ** (+)* ** (+)* **							0,78	0,74	1,81+++		
								0,88	0,85	2,70+++		
Colomé /5/			(+)* < 0 (1)	(+)* **			(+)	0,44	0,28	2,38+++	-1,216+++	
			(+) < 0 (1)	(+)* *			(+)	0,49	0,29	2,79+++	-1,988+	
			(+) > 0 (1)	(+)* *			(+)	0,50	0,32	-		
			(+)* * > 0 (1)	(+)* **				0,31	0,18	2,01+++		
			(+) < 0 (1)	(+)* **				0,43	0,29	2,54+++		
Reca /22/			(+)*	(+)* **			(+)	0,88	2,16+++	-0,558+++		
			(+)* **	(+)* **				0,87	1,61++			
			(+)* **	(+)* **			(+)* *	0,86	1,98+++	+0,069+++		
			(+)*					0,77	1,67+++			
			(+)*	(+)* **			(+)	0,88	2,33+++	-1,107+++		
			(+)* **	(+)* **				0,87	1,85+++			
			(+)* **	(+)* **			(+)* **	0,86	2,15+++	-0,492+++		
			(+)* **				0,74	1,68+++				
Bñez /2/			(+)*	(+)* **			(+)* *	0,85	2,02+++	-0,120+++		
			(+)*	(+)* **			(+)	0,84	2,06+++	-0,650+++		
			(+)	(+)* **			(+)* *	0,85	2,04+++	-0,190+++		
Reca /21/			(+)	(+)*			(+)*	0,87	2,28+++	-1,800+		
			(+)* **	(+)* **				0,86	2,04+++			
				(+)* **			(+)* **	0,86	2,07+++	-0,295+++		
			(+)				(+)*	0,62	2,29+++	-		
			(+)* **	(+)* **			(+)* **	0,85	1,97+++	+0,199+++		

* : significativamente distinto de cero con un nivel de significancia del 10%.
 ** : significativamente distinto de cero con un nivel de significancia del 5%.
 ***: significativamente distinto de cero con un nivel de significancia del 2%.

+ : autocorrelación de residuos al nivel del 5%.
 ++ : autocorrelación de residuos indeterminada al nivel del 5%.
 +++: ausencia de autocorrelación de residuos al nivel del 5%.

creciente a partir de entonces. Los resultados obtenidos permiten afirmar que la difusión de nuevas tecnologías que tuvo lugar a partir de esa época, fundamentalmente debido a la creación del Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA), influyó en forma positiva y significativa sobre el desenvolvimiento de la producción agropecuaria argentina. En cambio, los coeficientes de las variables de tendencia han tendido a tomar signos variados, aun para similares períodos, y han resultado significativos en la mitad de las estimaciones en que fueron incluidos. Aun así, la naturaleza de estas variables impide una interpretación clara de su significado en la medida en que captan efectos de otras variables causales que deberían hacerse más explícitas.

El clima del período resultó un factor fuertemente significativo en todos los casos y sus efectos sobre la oferta agropecuaria correspondieron a lo esperado a priori.

El coeficiente de la variable endógena rezagada resultó del signo esperado en todos los casos, pero fue significativamente distinto de cero en algo menos del 60% de las ecuaciones en que fue incluida. En muchos casos dejó de ser significativo cuando se incluyó esta variable juntamente con la de tecnología o tendencia, quizás reflejando un problema de multicolinealidad antes que la inadecuación del modelo de Nerlove para explicar la oferta rural argentina agregada.

En general, el grado de explicación estadística alcanzado por las funciones estimadas es razonablemente elevado, a excepción de las estimaciones de Colomé /5/, y varían entre el 74% y el 88% (en términos del coeficiente de determinación múltiple ajustado por los grados de libertad, $\bar{R}^2$) de modo que puede aceptarse que los precios de la producción rural, la disponibilidad de crédito, el clima y la tecnología explican en gran medida el comportamiento de la oferta del sector..

2. Oferta agrícola agregada

La comparación de los estudios sobre el comportamiento de la oferta agrícola agregada se hace particularmente difícil por la variabilidad de agregados y regiones.

Tres autores estimaron la respuesta de la oferta agrícola a distintos incentivos económicos y otras variables. Colomé /5/ y Reca /21/ abarcan la región pampeana y, si bien para períodos disímiles, obtienen una elasticidad-precio de corto plazo que varía entre 0,39 y 0,50. El estudio de Díaz Alejandro /9/ arroja valores menores, aunque no significativos.

Solamente Colomé /5/ efectuó una formulación dinámica de la función de oferta agrícola, pero obtuvo resultados insatisfactorios, tanto con respecto al grado de explicación de las estimaciones como a la importancia de sus coeficientes.

En general, el efecto de los precios sobre la producción agrícola resulta significativo en menos de la mitad de las estimaciones efectuadas y sólo Reca obtiene una preponderancia de altos grados de significación para el coeficiente del precio agrícola en el período 1950-74.

La importancia de productos alternativos, como la lana y la ganadería vacuna, resultó variable, si bien tendió a manifestarse la competencia de la ganadería vacuna con la actividad agrícola a través de las distintas variables destinadas a captar este efecto.

El efecto del crédito, que fue estimado por Reca /21/, sólo resultó significativo al nivel del 10% en dos de las cuatro estimaciones efectuadas, mientras que los rendimientos, que captan el cambio tecnológico, lo fueron en todos los casos.

Sólo Díaz Alejandro y Colomé incluyeron una variable climática que resultó claramente significativa.

La tendencia de la oferta agrícola fue negativa en casi todos los casos en que se incluyó esta variable, aun que resultó significativamente distinta de cero sólo en la mitad de los casos.

Dado que tanto en las estimaciones de Colomé como de Díaz Alejandro el grueso de la explicación recae en variables climáticas y de tendencia, y solo ocasionalmente en el precio del propio producto o de productos alternativos, las mejores explicaciones de la oferta agrícola corresponden a Reca /21/. En ellas resulta claro el papel de los precios agrícolas y la competencia que configura la actividad ganadera, la importancia de la tecnología, captada por los rendimientos, y, en menor medida (dado el nivel y la frecuencia de la significación de los coeficientes), de la disponibilidad de crédito.

En lo que se refiere al grado de ajuste de la producción real a la deseada, como ya se señalara, sólo Colomé efectuó una formulación dinámica, pero en las dos estimaciones realizadas el coeficiente de la variable endógena rezagada no resultó significativamente distinto de cero, implicando un coeficiente de ajuste no significativamente diferente de la unidad. Aun así es de suponer que la velocidad de ajuste de la producción agrícola pampeana supera a la de la producción agropecuaria agregada en la medida en que ésta incluye a la producción pecuaria, que, como es conocido, requiere un período considerable para alcanzar su nivel de equilibrio. No obstante, para una afirmación concluyente en este sentido se requieren estimaciones apropiadas en una formulación dinámica.

CUADRO N° 2

ESTIMACIONES DE OFERTA AGRICOLA AGREGADA

Autor	Período	Región	Variable dependiente	Especificación función	Coeficiente de ajuste	Elasticidad-precio		Coeficientes de regresión			
						Corto plazo	Largo plazo	P _t	P _{t-1}	Precio producto	Productos alternativos
										Precio lana (t)	Precio lana (t-1)
Colomé /5/	1941-59	Pampeana	Índice de Producción agrícola.	Log	1,02	0,26				(+)	
	1945-59				1,03	0,46				(+)	
	1941-60					0,35				(+)	
	1945-60					0,50*				(+)*	
Díaz Alejandro /9/	1935-62	Total país	Índice de Producción de cereales y lino.	Log		0,26		(-)	(+)	(-)	(+)**
						0,25			(+)		(+)
Reca /21/	1950-74	Provincias de: Buenos Aires, Córdoba, San-ta Fe, Entre Ríos y La Pampa.	Área sembrada con trigo, maíz, girasol, lino y sorgo granifloro.	Lineal		0,43***				(+)	(+)
						0,39***				(+)	(+)
						0,14				(+)	(+)
						0,18				(+)	(+)
						0,45***				(+)	(+)
			Idem, exch. sorgo			0,39***				(+)	(+)

(Continuación)

Autor	Coeficientes de regresión									Estadísticos			
	Productos alternativos				Otras variables explicativas					R ²	R ⁻²	DW	h
	Precio ganado (t)	Precio ganado (t-1)	Existencias vacunos	Fuente de vacunos	Crédito	Clima	Tendencia	Rendimiento	Varianza en Δ_{t-1}				
Colomé /5/						(+)	(+)	(+)	(+)	0,39	0,22	2,09+++	-0,388+++
						(+)	(+)	(+)	(+)	0,42	0,19	2,62+++	-1,832+
						(+)	(+)	(+)	(+)	0,27	0,13	2,00+++	
						(+)	(+)	(+)	(+)	0,35	0,19	2,73+++	
Díaz Alejandro /9/	(-)**	(-)				(+)	(+)	0		0,84	0,77	2,32	
	(-)*	(-)*				(+)	(+)	0		0,80	0,75	2,38	
Reca /21/					(-)			(+)	(+)	0,82	2,29+++		
					(+)			(+)	(+)	0,82	2,33+++		
					(+)			(+)	(+)	0,88	2,57+++		
					(+)			(+)	(+)	0,87	2,56+++		
					(+)			(+)	(+)	0,83	2,57+++		
					(+)			(+)	(+)	0,56	1,86+++		

NOTAS EXPLICATIVAS: Véase Cuadro N° 1

3. Cereales

a) Cultivos de invierno

El trigo se produce en su casi totalidad en la región pampeana y, dentro de ésta, fundamentalmente en la Provincia de Buenos Aires. La producción triguera compite con la de otros cereales y oleaginosos. En los últimos años se complementa en alguna medida con la soja y, en menor grado, con el girasol, mediante la rotación de cultivos. Compite también con la ganadería vacuna por el uso de la tierra y otros recursos.

El área sembrada de trigo ha permanecido estancada desde principios de siglo y los rendimientos por superficie cosechada han tendido a crecer levemente desde la década del cuarenta y, en mayor medida, desde la del sesenta.

Las estimaciones del área sembrada de trigo para diversos períodos y regiones se sintetizan en el Cuadro N^o 3.

Las variables que intentan captar los efectos del precio del trigo tienen en la mayoría de los casos el signo correcto pero resultaron significativas solo en una tercera parte de los casos. La significación de los coeficientes de precios de cultivos alternativos es aún menos frecuente en términos relativos y la competencia de la actividad ganadera resulta mejor captada por variables que miden las existencias ganaderas que por los precios del ganado, con sus varios desfases. Asimismo, la competencia de la actividad maicera resulta mejor captada por el área cosechada que por los precios de este cereal.

Se ha tratado de captar el costo de la mano de obra o la disponibilidad de ésta mediante los salarios urbanos (Díaz Alejandro, /8/) o mediante los salarios rurales (Reca /24/). Si bien en la mayor parte de las estimaciones los coeficientes tienen los signos adecuados, carecen de significación estadística.

El clima resulta significativo en pocos casos y no siempre aparece con el efecto esperado. Para 1928-65 la tendencia del área sembrada de trigo resulta negativa y fuertemente significativa.

Díaz Alejandro /8/ incluye una variable que mide la variabilidad en los precios del producto de los tres años previos, que, si bien es interesante como probable explicación de la insatisfactoria evolución de este cultivo durante el período 1928-65, no resulta significativa.

El modelo nerloviano es adecuado en sólo algo más de un tercio de los casos y la variable endógena rezagada no aporta explicación en los demás.

Las elasticidades-precio de corto plazo calculadas para el total del país (INTA, /1/ y Díaz Alejandro, /8/) ubican a la misma entre 0,48 y 0,55, si bien el poder de explicación de las estimaciones no es elevado ($\bar{R}^2 = 0,51$ para Díaz Alejandro y dato no consignado por INTA). Beker estima un valor de 0,26 con un coeficiente de determinación múltiple aún menor.

Para las diversas regiones los valores de las elasticidades precios halladas varían considerablemente entre períodos y estimaciones.

En general, el poder de explicación tiende a bajar en comparación con las funciones de oferta más agregadas (a excepción de las estimaciones de Cavallo) y el desempeño de las diversas variables explicativas resulta altamente fluctuante entre estimaciones.

La avena, la cebada y el centeno son cereales que se cultivan predominantemente en la zona pampeana, y los dos primeros particularmente en la provincia de Buenos Aires. Se utilizan en una elevada proporción como forrajeras y el porcentaje cosechado oscila alrededor de un 50% del total sembrado para los tres productos en promedio.

CUADRO N° 3

ESTIMACIONES DE LA OFERTA DE TRIGO (AREA SEMBRADA)

Autor	Período	Región	Especificación función	Coeficiente de ajuste (γ)	Elasticidad- precio	
					Corto plazo	Largo plazo
Reca (1) /24/	1924-44	Pcia. de Buenos Aires	Lineal	0,46 ^{oo}	0,31**	0,53**
	1945-65	Pcia. de Buenos Aires		0,78		
	1924-44	Pcia. de Santa Fe		0,58 ^{oo}		
	1945-65	Pcia. de Santa Fe		0,82		
	1924-44	Pcia. de Córdoba		0,43 ^{ooo}	0,32**	
	1945-65	Pcia. de Córdoba			0,50	
	1924-44	Pcia. de Entre Ríos			0,83***	
	1945-65	Pcia. de Entre Ríos			0,70	
Díaz Alejandro /10/ (3)	1928-65	Total país	Log		0,41	
Díaz Alejandro /8/ (3)	1935-65	Total país	Log		0,55*	
Beker /3/	1937-65	Triguero-maicera	Log (4)		0,18	
			Log (4)		0,23	
			Log (4)		0,26***	
			Log (4)		0,20*	
			Log		0,21	
			Log		0,22	
Colomé /7/	1947-65	Buenos Aires	Log			
		Córdoba			0,55	
		Santa Fe			0,17	
		Santa Fe			0,17	
INTA /1/	1945-46/ 1965-66	I: NE región triguera	Lineal	0,65 ^o	1,16*	
		IIN: S Santa Fe y SE Córdoba		0,40 ^{oo}	0,13	
		IIS: N Buenos Aires				
		III: Entre Ríos		0,60	0,33	
		IV: S Buenos Aires		0,85	0,17	
		VN: Centro y N de Córdoba		0,31	0,55	
		VS: S Córdoba, La Pampa, y E Buenos Aires		0,78	0,32	
		Total País		0,44	0,48*	
			Lineal			
			Log			
Cavallo /4/	1940-41/ 1967-68	Subregión Sureste de la Re- gión Centro	Log	0,23 ^{oo}	0,28*	1,23*
			Log		0,22*	
			Log(5)		0,20*	
			Log(6)	0,98		0,43

- (1) Todos los precios son relativos al precio del trigo.
 (2) Precio maíz-lino relativo al precio del trigo.
 (3) Todo $P_t = 0,50 P_t + 0,30 P_{t-1} + 0,20 P_{t-2}$.
 (4) Función estimada mediante el método de mínimos cuadrados generalizados.
 (5) Método de Liviatan con un solo rezago en la primera etapa y $R^2 = 0,93$.
 (6) Método de Dhrymes: coeficiente de expectativas (β) = 0,65.
 NOTAS EXPLICATIVAS: Véase Cuadro N° 1.

CUADRO N° 3

ESTIMACIONES DE LA OFERTA DE TRIGO (AREA SEMBRADA)

Autor	Precio trigo		Coeficientes de regresión					
			Productos alternativos					
	P _t	P _{t-1}	Precio lino t	Precio lino t-1	Precio maíz t	Precio maíz t-1	Precio maíz t-2	Area co- sechada maíz t
Reca (1) /24/			(+) (2)		(+) (2)			
			(-) (2)		(-) (2)			
			(+) (2)**		(+) (2)**			
			(+) (2)		(+) (2)			
			(+) (2)**		(+) (2)**			
			(+) (2)		(+) (2)			
			(+) (2)**		(+) (2)***			
			(+) (2)		(+) (2)			
Díaz Alejandro /10/ (3)	(+) (3)		(+)*(3)		(-)***(3)			
	(-) (3)		(+)***(3)		(-)***(3)			
Díaz Alejandro /8/ (3)	(+)*(3)		(+) (3)		(+) (3)			
	(+)		(+)		(-)			
Beker /3/	(+)		(-)		(+)			
	(+)***		(+)					
	(+)*		(+)					
		(+)		(-)		(+)		
Colomé /7/		(+)		(-)				(+)*
		(+)						(+)**
		(+)						(+)*
		(+)						(+)**
	(+)*			(+)			(+)**	
	(+)	(+)				(+)		
INTA /1/								
Cavallo /4/		(+)						
		(+)						
		(+)*						
		(+)*						
	(+)*	(+)*						

CUADRO N° 3

ESTIMACIONES DE LA OFERTA DE TRIGO (AREA SEMBRADA)

Autor	Coeficientes de regresión						Estadísticos		
	Otras variables explicativas						R ²	$\bar{R}^2$	DW
	Clima	Variabi lidad precios	Rendi mien tos	Tenden cia	Area sembrada t-1, t-2	Area sembrada t-1			
Reca (1) /24/	(-)					(+)**	0,49	0,32	
	(+)					(+)	0,23	0,03	
	(+)*					(+)**	0,59	0,45	
	(-)					(+)	0,51	0,38	
	(+)					(-)	0,53	0,37	
	(+)**					(+)**	0,85	0,81	
	(+)					(+)	0,79	0,72	
	(-)					(+)	0,36	0,18	
Díaz Alejandro /10/ (3)	(+)				(-)*		0,70	0,65	
	(+)			(+)**<0			0,88	0,85	
Díaz Alejandro /8/ (3)	(+)**	(+)	(-)				0,64	0,51	1,68++
							0,52	0,44	1,92+++
Beker /3/							0,46	0,31	2,01+++
							0,50	0,44	1,91+++
							0,48	0,37	2,14+++
							0,59	0,50	1,68++
							0,60	0,51	1,93+++
Colomé /7/	(+)*			(+)** > 0			0,37	0,13	
							0,46	0,39	
	(-)			(+) > 0			0,21	0,05	
				(+)* > 0			0,29	0,09	
	(+)					(+)*	0,61	0,44	2,00+++
INTA /1/						(+)**	0,65	0,56	2,06++
						(+)**	0,29	0,16	1,82++
Cavallo /4/	(+)			(+)**<0		(+)	0,94	0,93	
	(+)			(+)**<0		(+)	0,94	0,93	
	(+)					(+)**	0,90	0,89	
				(+)**<0		(+)	0,94	0,93	
				(+)**<0		(+)	0,95	0,94	
				(+)**<0		(+)	0,93	0,92	

CUADRO N° 4

ESTIMACIONES DE LA OFERTA DE CEBADA (AREA SEMBRADA)

Autor	Período	Región	Especificación función	Coeficiente de ajuste (γ)	Elasticidad- precio		Coeficientes de regresión		
							Precio cebada		Productos alternativos
					Corto plazo	Largo plazo	Precio cebada/ trigo t	Precio cebada cerv t-1	Precio lino/ trigo t
Reca /24/	1924-44	Buenos Aires	Lineal		0,14		(+)		(+)**>0
	1940-65	Buenos Aires	Lineal		0,15		(+)		(+)** > 0
	1924-44	Buenos Aires	Lineal	0,79	0,08		(+)		(+)**>0
	1940-65	Buenos Aires	Lineal	0,53 ^a	0,01		(+)		(+) > 0
INTA (1) /1/	1946-47/	I: Buenos Aires	Lineal	0,75	0,41**	0,54		(+)	
	1965-66	II: Córdoba	Lineal	0,30	0,04	0,13**		(+)	
		III: La Pampa	Lineal	0,62	0,39	0,62**		(+)	

(Continuación)

Autor	Coeficientes de regresión								Estadísticos			
	Productos alternativos				Otras variables explicativas				R ²	$\bar{R}^2$	DW	h
	Precio vacu- nos t	Precio vacu- nos t-2	Precio leche t-1	Area sorgo t-1	D: Plan Nacio- nal de pastu- ras	Clima	Pro- duc- ción malta t-1	Area sem- brada t-1				
Reca /24/	(+)**								0,78	0,75		
	(+)								0,28	0,17		
	(+)**							(+)	0,80	0,75		
	(+)							(+)*	0,42	0,31		
INTA (1) /1/		(+) > 0		(+)	(+)	(+)	(+)**	(+)	0,81	0,70	1,96++	+0,144+++
			(+)				(+)*	(+)**	0,76	0,70	2,10+++	-0,406+++
						(+)**		(+)**	0,56	0,47	1,89+++	+0,390+++

(1) Cebada cervicera.

NOTAS EXPLICATIVAS: Véase Cuadro N° 1.

El INTA /1/ ha estimado funciones de oferta de estos productos, pero solo reproduce los resultados correspondientes a cebada. Para este producto, Reca /24/ efectuó dos estimaciones: una de acuerdo con el modelo estático y otra según el modelo de rezagos distribuidos, para cada uno de los períodos 1924-44 y 1945-65 para la Provincia de Buenos Aires. El precio relativo de la cebada con respecto al trigo no resultó significativo en ninguna de sus estimaciones aunque sí lo fue el coeficiente del precio relativo lino/trigo en tres de las cuatro estimaciones efectuadas, indicando por el signo del coeficiente una complementareidad lino/cebada que resulta de difícil interpretación.

El precio relativo carne vacuna/trigo tiene en todos los casos coeficiente negativo y es significativo en el primer período analizado por Reca. Tal resultado parecería indicar que, al menos durante 1924-44, la carne vacuna compitió con la cebada cervecera en el uso de la tierra. No obstante, el hecho de haber utilizado al trigo como numerario en todas las variables precio dificulta la interpretación de los resultados de Reca.

De las estimaciones del INTA sólo resultó significativa la elasticidad-precio de corto plazo para la Provincia de Buenos Aires en el período 1946/47-1965/66, que arrojó un valor de 0,41. En suma, los resultados obtenidos para la cebada distan de ser concluyentes.

b) Cultivos de verano

La producción de maíz en nuestro país se extiende en una vasta zona que abarca casi todas las provincias al norte del Río Colorado. Sin embargo, un 90% aproximadamente de la producción maicera se origina en la zona pampeana y, dentro de ésta, un tercio respectivamente en las provincias de Buenos Aires y Santa Fe, y un 20% en la Provincia de Córdoba.

CUADRO N° 5

ESTIMACIONES DE LA OFERTA DE MAIZ (AREA SEMBRADA)

Autor	Período	Región	Especificación función	Coeficiente de ajuste (γ)	Elasticidad-precio	
					Corto plazo	Largo plazo
Rocha (1) /24/	1924-44	Buenos Aires	Lineal	0,25 ^{oo}	0,23**	
	1940-65	Buenos Aires			0,25	
	1924-44	Santa Fe		0,31 ^{oo}	0,10	
	1945-65	Santa Fe			0,30	
	1924-44	Córdoba		0,26 ^{ooo}	0,35**	
	1945-65	Córdoba			1,09**	
	1924-44	Entre Ríos			0,32 ^{ooo}	
Díaz Alejandro (2) /10/	1945-65	Entre Ríos	Log	0,06 ^{ooo}		
Díaz Alejandro (2) /8/	1928-65	Total país	Log	0,18 ^{ooo}	0,78*** 4,27***	
Baker /3/	1935-65	Total país	Log (3)		0,09	
	1937-65					
	1937-65					
	1938-65				0,07	
	1938-65				0,28	
Cavallo /4/			Lineal	0,09 ^{ooo}		
			Log	0,06 ^{ooo}	0,23*	
			Log	0,07 ^{ooo}	0,23*	
			Log	0,05 ^{ooo}	0,24*	
			Log (4)	0,05(4)	3,57*	
			Log (5)	0,06(5)	3,45*	
			Log (6)	0,61(6)	4,91*	
INTA /1/	1940-41/	Subregión sureste de la Región Centro	Lineal		0,20*	
	1967-68				3,27*	
					1,04*	
		IA: Extremo N de B. Aires, S de Santa Fe y SE de Córdoba			0,35	
	1946-47/	IB: Centro de Córdoba			0,13	
	1965-66	II: Entre Ríos			0,37*	
		III: N de B. Aires, exc. su extremo			1,25***	
Colomé /7/		IV: Santa Fe	Log		1,87**	
		Total país			3,21**	
					1,60	
		Buenos Aires			0,45	
		Buenos Aires			0,21	
		Córdoba			0,15	
		Santa Fe			0,47*	
Colomé /6/	1946-65	Santa Fe	Log		0,03	
		Entre Ríos			0,03	
					0,15	
		Buenos Aires			0,45 ^{ooo}	
		Córdoba			0,32*	
		Córdoba			0,39	
		Santa Fe			0,24	
Colomé /6/	1946-69		Log		0,13	

(1) Todos los precios son relativos al precio del trigo.

(2) Todo $P_t = 0,50 P_{t-1} + 0,30 P_{t-2} + 0,20 P_{t-3}$.

(3) En primeras diferencias.

(4) Método de Liviatan (con un solo P_{t-1} en la primera etapa y $R^2 = 0,414$); γ o $\beta = 0,05$.(5) Método de Liviatan (con todos los P_{t-i} significativos y $R^2 = 0,86$); γ o $\beta = 0,06$.(6) Método de Dhrymes; $\beta = 0,25$.

NOTAS EXPLICATIVAS: Véase Cuadro N° 1.

CUADRO N° 5

ESTIMACIONES DE LA OFERTA DE MAIZ (AREA SEMBRADA)

Autor	Coeficientes de regresión						
	Productos alternativos			Factores			Otras variables explicativas
	Existencia vacunos	Área sembrada de trigo t	Área cosechada de maíz t	Salarios urbanos	Salarios cosecha maíz	D: salarios maíz	Clima
					(+) **		(+)
					(-)		(+)
					(-)		(-)
Reca (1) /24/					(-)		(-)
					(-)		(+)
					(+)		(+)
					(-)		(-)
					(-)		(+)
Díaz Alejandro (2) /10/							(+)
							(-)
Díaz Alejandro (2) /8/				(+) ***			(+)
	(+)				(+)	(+)	
	(+)						
Beker /3/					(+)	(-)	
	(+)						
	(+)						
							(+)
							(-)
Cavallo /4/							(-)
							(+)
INTA /1/							
							(+)
							(+)
							(+)
Colomé /7/		(+) ***					(+)
		(+)	(+) **				
Colomé /6/		(+) *					
		(+) ***					

ESTIMACIONES DE LA OFERTA DE MAIZ (AREA SEMBRADA)

Autor	Coeficientes de regresión					Estadísticos			
	Otras variables explicativas					R^2	$\bar{R}^2$	DW	h
	Tenden- cia	Variabi- lidad precios	Rendi- mientos	Area sembrada $t-1$, $t-2$	Area sembrada $t-1$				
Reca (1) /24/					(+)***	0,85	0,79		
					(+)***	0,90	0,87		
					(+)	0,56	0,41		
					(+)***	0,71	0,61		
					(+)*	0,67	0,56		
					(+)***	0,64	0,52		
					(-)***	0,78	0,71		
					(+)***	0,76	0,68		
Díaz Alejandro						0,41	0,32		
(2) /10/	(+)***>0			(+)***		0,92	0,90		
Díaz Alejandro		(+)	(+)			0,72	0,60	1,13	
(2) /8/									
						0,15	-0,13	1,74++	
Baker /3/						0,14	0,03	1,78+++	
						0,12	-0,23	1,69++	
						0,09	-0,11	2,01+++	
						0,18	-0,003	2,00+++	
	(+)				(+)***	0,81	0,76		
	(+)				(+)***	0,89	0,86		
Cavallio /4/	(+)***				(+)***	0,89	0,87		
	(+)***				(+)***	0,80	0,77		
	(+)***				(+)***	0,60			
	(+)**				(+)***	0,80			
	(+)***				(+)*	0,90			
			(+)		(+)***	0,75	0,66	1,96+++ +0,105+++	
INTA /1/									
			(+)		(+)***	0,57	0,42	1,85+++ +0,734+++	
	(+) < 0					0,36	0,19		
	(+) < 0					0,46	0,32		
Colomé /7/	(+)***>0					0,74	0,67		
	(+)***>0					0,50	0,41		
	(+)** > 0					0,64	0,54		
	(+)***>0					0,55	0,47		
	(+) > 0				(+)***	0,61	0,53	1,73+++ +1,008+++	
Colomé /6/	(+)***>0					0,73	0,69	1,32++	
	(+)***>0					0,77	0,74	1,65+++	
	(+)***>0				(+)***	0,79	0,75	1,67+++ +1,038+++	

El área sembrada de maíz declinó marcadamente hasta principios de la década del cincuenta, para recuperarse con posterioridad, aunque sin alcanzar los niveles anteriores. No obstante, se observó un cambio tecnológico importante desde fines de los años cincuenta a partir de la adopción de la semilla híbrida, que tuvo lugar particularmente en el centro maicero argentino, en donde se produjo en forma concurrente un aumento del área sembrada de maíz a expensas del cultivo de trigo.

Para el maíz existen también varias estimaciones de oferta que abarcan zonas y períodos diversos y que se representan en el Cuadro N° 5.

Las estimaciones de Beker /3/ tienen un grado de explicación prácticamente nulo, hecho que este autor atribuye a que, una vez efectuada la siembra de trigo, el área a sembrar con maíz podría quedar unívocamente determinada, y a que los factores relevantes pueden haber variado dentro del período por él analizado. Para las demás estimaciones, menos de la mitad de los coeficientes del precio del maíz tienen grados de significación aceptables. En las estimaciones de Reca /24/ sólo resultan significativos los coeficientes de las provincias de Buenos Aires y Entre Ríos para el período 1924-44, que determinan las elasticidades de corto plazo que oscilan entre 0,23 y 0,35, respectivamente. Para esta última provincia, la elasticidad de largo plazo se estima en 1,09. Colomé /6/ y /7/ obtiene valores más elevados para la elasticidad-precio de corto plazo de la oferta de maíz en la provincia de Buenos Aires. De acuerdo con sus estimaciones, ella osciló entre 0,44-0,50 durante el período 1946-65 y tomó un valor de 0,32 durante 1946-69 (0,71 en el largo plazo).

Para el total del país, sólo resulta significativa una estimación de Díaz Alejandro /10/ que arroja un valor de 0,78 para la elasticidad-precio de corto plazo, elevado en relación con otros cultivos.

Para la subregión sureste de la región de desarrollo

centro, Cavallo /4/ obtiene una elasticidad-precio de corto plazo de 0,20-0,23 en cinco de seis estimaciones.

Los precios de cultivos alternativos tienen coefi-cientes de signos variables y carecen, en general, de la significación normalmente aceptada, aunque el área sembrada de trigo parecería haber restringido la siembra de maíz de acuerdo a las estimaciones de Colomé /6/ y /7/ para las provincias de Santa Fe y Córdoba.

La actividad vacuna, en cambio, resulta significativamente complementaria del cultivo de maíz, de acuerdo con las estimaciones de Díaz Alejandro /10/ y también de Re-ca /24/ para la Provincia de Buenos Aires en 1940-65. En cambio, la ganadería resulta significativamente competi-tiva con el cultivo de maíz en Córdoba y Entre Ríos du-rante 1924-44. En las demás estimaciones resulta alternativamente complementaria o competitiva con coeficientes que no difieren significativamente de cero.

Con respecto a las demás variables explicativas, resultan predominantemente significativas las de tendencia y el área sembrada del período previo, confirmando un modelo de ajuste nerloviano. Sin embargo, los coeficientes de ajuste son muy variables entre períodos y regiones, pero con tendencia a tomar valores bajos, lo que da lugar a elasticidades-precio de largo plazo sumamente elevadas (mayores que la unidad en todos los casos en que pudieron ser estimadas).

Notablemente, el clima no pareció haber influido en las decisiones de los productores en cuanto hace a la falta de significación de todos los coeficientes estimados. Tal hecho puede deberse a una dudosa insensibilidad de este cultivo a condiciones climáticas o, más plausiblemente, a una inadecuada captación de las condiciones climáticas relevantes a la siembra en las diversas regiones.

Entre otras variables explicativas incluidas cabe mencionar los salarios pagados en la cosecha de maíz co-

mo indicadores del costo laboral, utilizados por Reca y Beker. Salvo para la Provincia de Buenos Aires en 1924-44, esta variable no tuvo un influjo significativo en la oferta estimada de maíz, hecho que Reca atribuye para sus estimaciones a una inadecuada captación del costo laboral antes que a una ausencia efectiva de incidencia de este factor; en efecto, Reca utilizó un índice de salarios de la Provincia de Buenos Aires como indicador del costo la boral.

Díaz Alejandro incluye, en cambio, un índice de salarios urbanos para captar los efectos de la migración ru ral-urbana. Durante el período 1928-65, tal migración, medida por el índice citado, tuvo un efecto significativamente negativo sobre la oferta de maíz.

El poder explicativo de las distintas estimaciones resultó variable. Considerando tanto este factor como la significación de las variables independientes incluidas en cada caso, las mejores estimaciones correspondieron a Díaz Alejandro /10/ para la oferta total de maíz y a Cavallo /4/ para la subregión sureste de la región centro. De acuerdo con el primer autor, la oferta total de maíz durante 1928-65 habría dependido de los precios del propio producto del trigo y del ganado vacuno, de una varia ble de tendencia y del área sembrada anteriormente.

No obstante, un grado de explicación levemente inferior fue obtenido por Cavallo para la zona mencionada sim plemente en función del precio del maíz, una variable de tendencia y el área rezagada.

Es obvio que las variables que inciden sobre la ofer ta de maíz varían entre regiones y períodos. No obstante, la evidencia disponible no da lugar a afirmaciones concluyentes en cuanto a los factores determinantes.

El sorgo granífero es también un cultivo típicamente pampeano. Desde la década del cincuenta el área sembrada se ha expandido notable e ininterrumpidamente has-

ta la actualidad, en forma concurrente con un aumento de la proporción del área sembrada que se cosecha. Este cultivo se utiliza para la alimentación animal tanto en forma directa como a través de la fabricación de alimentos balanceados.

El INTA /1/ estimó una función de oferta de sorgo granífero para el período 1956/57-1965/66. Postuló al área sembrada como linealmente dependiente del precio relativo sorgo/trigo y del área en el período previo. El grado de explicación obtenido resultó elevado ($R^2 = 0,91$) pero solo la variable endógena rezagada resultó significativa al nivel del 5%, mientras que la variable precio lo fue solo marginalmente. Por tal motivo, no se puntualizó en dicho estudio la elasticidad-precio, si bien se deduce del mismo un coeficiente de ajuste significativo de 0,11 que, para el período mencionado, implica una baja velocidad de adaptación de la oferta real a la planeada y, por tanto, una probable elasticidad-precio de largo plazo elevada.

4. Oleaginosos

Para este grupo de cultivos se han seleccionado las estimaciones existentes de girasol y lino.

El girasol se cultiva fundamentalmente en la zona pampeana, sobre todo en la Provincia de Buenos Aires, aunque también se ha expandido en los últimos tiempos a otras regiones, en especial la chaqueña, en esta década. El área sembrada aumentó claramente durante la década del cuarenta, aunque con posterioridad no experimentó tendencia de finida alguna.

Las estimaciones realizadas se sintetizan en el Cuadro N° 6. Zapata /25/ postuló tres funciones de oferta de girasol para un período no consignado pero que se desprende abarca desde mediados de la década del cuarenta a la del sesenta. Como variables explicativas incluyó el pre-

CUADRO N° 6

ESTIMACIONES DE LA OFERTA DE GIRASOL (AREA SEMBRADA)

Autor	Período	Especificación función	Coeficiente de ajuste (γ)	Elasticidad- precio		Coeficientes de regresión				Estadísticos	
				Corto plazo	Largo plazo	Precio gira sol/maíz		Rendimiento		Area sem brada t-1	R ² DW
						t-1	t-2	girasol t	maíz t		
Zapata /25/	(1)	Lineal	0,85			(+)** (+)**	(+)**	(-)	(+)**		0,57 1,55
						(+)** (+)**	(+)**		(+)**		0,57 1,56
						(+)** (+)**	(+)**		(+)**		0,59 1,77
INTA /1/	1952-53/ 1968-69		0,62	0,22	0,35						

(1) No señalado en el texto. Se deduce del mismo, sin embargo, que abarca un lapso de aproximadamente veinte años comprendidos entre mediados de la década del cuarenta y mediados de la década del sesenta.

NOTAS EXPLICATIVAS: Véase Cuadro N° 1.

cio relativo del girasol/maíz desfasado uno y dos períodos, el rendimiento del maíz y, alternativamente, los rendimientos del girasol y el área sembrada en el período previo. Tanto los precios relativos del girasol como los rendimientos del maíz resultaron significativos y con los signos esperados, no así los demás coeficientes. El poder explicativo de las funciones resultó relativamente escaso ($R^2 = 0,57$ a $0,59$) indicando la omisión de otras variables independientes importantes.

También INTA /1/ efectuó una estimación del área sembrada de girasol para 1952/53-1968/69. Probablemente el grado de explicación alcanzado haya sido bajo, aunque no se consigna, y las elasticidades-precio, así como el coeficiente de ajuste, no tuvieron la significación que normalmente se acepta.

El lino se cultiva en la Argentina fundamentalmente para la obtención de aceite industrial, y las principales zonas productoras son las provincias de Buenos Aires y Entre Ríos y, en menor medida, Córdoba y Santa Fe. El área sembrada de lino ha seguido una trayectoria nítidamente decreciente, en particular desde mediados de la década del sesenta, en que pasó a representar apenas el 20% del área sembrada a principios de siglo.

Existen varias estimaciones de la oferta de este cultivo, que se presentan en el Cuadro N° 7. La mayor parte de los coeficientes del precio resultan significativos y con los signos adecuados, aunque los valores de las elasticidades que de ellos derivan son sumamente variables, si bien, en general, más altos que para otros cultivos. El maíz actuó también en la mayoría de los casos como sustituto significativo (ya sea captado vía precios o área cosechada), aunque el desempeño de la variable trigo fue escasamente significativo. La sustitución lino/ganadería vacuna sólo fue captada adecuadamente por Recla /24/ para el período 1924-44.

En cuanto a las demás variables, sólo resultó clara

CUADRO N° 7

ESTIMACIONES DE LA OFERTA DE LINO (ÁREA SEMBRADA)

Autor	Período	Región	Especificación función	Coeficiente de ajuste (γ)	Elasticidad-precio		Coeficientes de regresión					
					Corto plazo	Largo plazo	Precio lino	Productos alternativos				
								Precio maíz	Precio trigo	Precio vacunos	Área cosechada maíz t	Área sembrada maíz t
Reca /24/	1924-44	Total país	Lineal	0,06 0,24**	0,40***		(+)**	(+)**	(+)**	(+)**		
	1945-65				0,89**		(+)**	(+)**	(+)**	(+)		
	1924-44				0,41**		(+)**	(+)**	(+)**	(+)**		
	1945-65						(+)	(+)	(+)	(+)		
Díaz Alejandro /10/	1928-65	Total país	Log	0,062***	1,61**		(+)**	(+)**	(+)	(-)** > 0		
					0,55	8,79	(+)	(-)	(+)**	(-) > 0		
Díaz Alejandro /8/	1935-65	Total país	Log		1,45***		(+)**	(+)**	(-)	(-) > 0		
INTA /1/	1946-47/	Total país	Lineal	0,46"	0,61**	1,33*	(+)**		(+)	(-) > 0		
	1965-66											
Colomé /7/	1947-65	Buenos Aires	Log		0,51***		(+)**					
		Buenos Aires			0,57***		(+)**					
		Córdoba			1,03***		(+)**					
		Santa Fe			0,81***		(+)**					(+)*
		Santa Fe			0,77**		(+)**					
		Entre Ríos			0,90***		(+)**					
		Entre Ríos			0,78***		(+)**					
Colomé /6/	1946-69	Buenos Aires	Log	0,67"	0,44***	0,66*	(+)**					
		Córdoba			0,73**		(+)**					
		Córdoba			0,73***		(+)**					
		Córdoba			0,77**		(+)**					(+)
		Santa Fe			0,63**	1,00**	(+)**					
		Entre Ríos			0,62"	0,63*	1,02*	(+)*				

NOTAS EXPLICATIVAS: Véase Cuadro N° 1.

mente significativa la variable endógena rezagada, aunque los coeficientes de ajuste que de ella derivan resultan variables entre distintos agregados regionales. En efecto, mientras que para el total del país toman valores más bien bajos, para Buenos Aires, Santa Fe y Entre Ríos oscilan entre 0,62 y 0,67.

Los grados de explicación obtenidos son también variados, aunque en algunas estimaciones se alcanzaron coeficientes de determinación múltiple relativamente elevados.

En general se infiere el claro efecto del propio precio del producto, de la competencia del maíz y del área rezagada sobre el área sembrada con lino. Los efectos de los demás factores no surgen con igual nitidez a lo largo de diferentes períodos y regiones.

III. ELASTICIDADES

En el Cuadro N° 8 se presentan los valores de las elasticidades-precio y crédito de estimaciones seleccionadas. Puede observarse que, en general, la elasticidad-precio de corto plazo de la producción agropecuaria agregada fluctúa entre aproximadamente 0,30 y 0,50, mientras que la de largo plazo tiende a ubicarse más frecuentemente entre 0,60 y 0,85. Como ya se mencionó, la respuesta de la producción agropecuaria al crédito, si bien positiva, es baja en relación al incentivo de precios. En general, más de la mitad de la producción planeada se ajusta dentro del término de un año y, como señala Báez /2/, el grueso del ajuste se realiza en un plazo aproximado de tres años.

En el caso de la producción agrícola, el valor de la elasticidad-precio de corto plazo se ubica con mayor frecuencia entre 0,40 y 0,50, pudiendo indicar una respuesta levemente mayor que para el total de la producción agropecuaria, lo que resulta plausible dado que el ajuste de

la producción ganadera es más lento. No existen para la oferta agrícola agregada estimaciones de la elasticidad-precio de largo plazo.

La respuesta del total del área sembrada de trigo a los precios parecería ubicarse en una magnitud similar a la del total de la oferta agrícola, aunque la estimación de Beker arroja un valor inferior de la elasticidad-precio. Para la cebada la respuesta es semejante.

Para el maíz existe una sola estimación aceptable de la elasticidad-precio a nivel nacional, que da un valor alto a este parámetro en el corto plazo, mayor que para el trigo. A pesar de la heterogeneidad de estimaciones en cuanto a períodos y regiones, surge claramente de las mismas que la respuesta de la oferta de maíz en el largo plazo a las variaciones de precios es considerable.

Para el total del área sembrada de lino, por último, los resultados no son concluyentes, dado que la elasticidad de corto plazo para los distintos períodos y estimaciones fluctúa entre 0,40 y 1,45. No obstante, la respuesta a los precios pareciera ser superior, al menos en el corto plazo, a la de la oferta de trigo y de la oferta agrícola agregada.

Con respecto a las demás estimaciones de productos individuales, las conclusiones de los autores tienden también a apoyar la hipótesis de racionalidad del empresario rural. Aun en el caso de resultados pobres con relación a los precios de los productos, ninguno de los autores reseñados afirma que la conducta de los oferentes es irracional. Quizás exista una respuesta lógica a este hecho y es que la ausencia de asociación estadística no prueba, necesariamente, la ausencia de causalidad real. Así, por ejemplo, Díaz Alejandro afirma que si bien los resultados por él obtenidos para algunos productos no fueron muy buenos, apoyan la hipótesis de que dentro del sector rural los precios relativos afectan la asignación de recursos, lo que no ocurre entre el sector rural y el no rural por la diferencia de riesgos de reasignación.

CUADRO N° 8

ELASTICIDADES PRECIO Y CREDITO SIGNIFICATIVAS DE ESTIMACIONES SELECCIONADAS

Autor	Período	Región	Oferta agropecuaria agregada			
			Elasticidad precio		Elasticidad crédito	Coeficiente de ajuste
			Corto plazo	Largo plazo		
Reca /24/	1924-44	Buenos Aires Santa Fe Córdoba Entre Ríos Total país				
Díaz Alejandro /10/	1928-65	Total país				
Reca /20/	1934-35/ 1966-67	Total país	0,31		0,11	
Díaz Alejandro /8/	1935-65	Total país				
Beker /3/	1937-65	Total país				
Cavallo /4/	1940-41/ 1967/68	Subregión Sureste de la Región Centro				
Colomé /5/	1945-60	Total país	0,53			
Reca /24/	1945-65	Total país				
INTA /1/	1945-46/ 1965-66	NE R. triguera Total país				
INTA /1/	1946-47/ 1965-66	Buenos Aires Córdoba Entre Ríos Total país				
Colomé /7/	1946-65	Buenos Aires				
	(maíz)	Buenos Aires Córdoba				
	1947-65	Santa Fe				
	(lino)	Santa Fe Entre Ríos Entre Ríos				
Colomé /6/	1946-69	Buenos Aires				
		Córdoba				
		Córdoba				
		Córdoba				
		Santa Fe Entre Ríos				
Báez /2/	1950-73	Total país	0,38/0,39	0,65/0,67	0,16/0,17	0,57/0,60
Reca /21/	1950-74	Total país	0,33/0,55 0,50	0,52/0,78	0,12/0,16 0,19	0,45/0,63
Reca /22/	1951-72	Total país	0,33/0,51 0,43/0,52	0,71/0,85	0,15/0,25	0,60/0,62

(1) Estimado mediante el método de Dhrymes.

CUADRO N° 8

ELASTICIDADES PRECIO Y CREDITO SIGNIFICATIVAS DE ESTIMACIONES SELECCIONADAS

Autor	Trigo			Maíz			
	Coefficien te de ajuste	R ²	DW	Elasticidad precio		Coefficien te de ajuste	R ²
				Corto plazo	Largo plazo		
	0,58	0,45		0,23			0,79
Reca /24/		0,37					
		0,72		0,35	1,09	0,32	0,71
Díaz Alejandro /10/				0,78	4,27	0,18	0,90
Reca /20/							
Díaz Alejandro /8/		0,51	1,68				
Beker /3/		0,44	1,91				
	0,23	0,89					
Cavallo /4/		0,94		0,23	3,45/3,57	0,06/0,07	0,86/0,87
	0,98(1)	0,92		0,64(1)	1,04(1)	0,41	0,90
Colomé /5/							
Reca /24/							
INTA /1/	0,65	0,44	2,00				
INTA /1/				1,25	1,87	0,67	
				0,61	3,21	0,19	
				0,44			0,19
				0,50			0,32
				0,47			0,67
Colomé /7/							
				0,32	0,71	0,45	0,53
Colomé /6/							
Báez /2/							
Reca /21/							
Reca /22/							

CUADRO N° 8

ELASTICIDADES PRECIO Y CREDITO SIGNIFICATIVAS DE ESTIMACIONES SELECCIONADAS

Autor	Oferta agropecuaria agregada		Oferta agrícola agregada			Trigo	
	R ²	DW	Elasticidad precio corto plazo	R ²	DW	Elasticidad precio corto plazo	Elasticidad precio largo plazo
Reca /24/						0,31 0,32 0,83	0,53
Díaz Alejandro /10/							
Reca /20/	0,85	2,70					
Díaz Alejandro /8/						0,55	
Bekar /3/						0,26	
Cavallo /4/						0,28 0,20	1,23 0,43(1)
Colomé /5/	0,29	2,54	0,50	0,19	2,73		
Reca /24/							
INTA /1/						1,16 0,48	1,78
INTA /1/							
Colomé /7/							
Colomé /6/							
Báez /2/	0,85	2,02/2,04					
Reca /21/	0,86/0,87 0,86	2,07/2,28 2,04	0,39/0,45 0,39	0,82/0,83 0,56	2,29/2,57 1,86		
Reca /22/	0,86/0,88 0,74/0,87	1,98/2,33 1,61/1,85					

[CUADRO N° 8

ELASTICIDADES PRECIO Y CREDITO SIGNIFICATIVAS DE ESTIMACIONES SELECCIONADAS

Autor	Lino					Cebada		
	Elasticidad precio		Coeficiente de ajuste	R ²	DW	Elasticidad precio corto plazo	R ²	DW
	Corto plazo	Largo plazo						
Reca /24/								
	0,48			0,76				
Díaz Alejandro /10/								
Reca /20/								
Díaz Alejandro /8/	1,45			0,81	1,96			
Beker /3/								
Cavallo /4/								
Colomé /5/								
Reca /24/	0,89			0,28				
INTA /1/						0,41	0,70	1,96
INTA /1/	0,61	1,33	0,46	0,86	2,56			
	0,51			0,38				
	0,57			0,49				
	1,03			0,30				
Colomé /7/	0,81			0,33				
	0,77			0,20				
	0,90			0,56				
	0,78			0,57				
	0,44	0,66	0,67	0,64	1,65			
	0,73			0,56	2,37			
Colomé /6/	0,73			0,54	2,39			
	0,77			0,54	2,24			
	0,63	1,00	0,63	0,41	2,17			
	0,63	1,02	0,62	0,45	1,82			
Báez /2/								
Reca /21/								
Reca /22/								

Resultan, finalmente, de particular interés, los resultados obtenidos por Reca en sus estimaciones de la oferta de trigo, maíz, cebada y lino en cuatro provincias pampeanas en los dos períodos 1924-44 y 1945-65. Estos indican, en general, mayores elasticidades-precio durante el primer período que durante el segundo y, asimismo, menores velocidades de ajuste durante este último que implican una movilidad de recursos más reducida en el segundo período que en el primero. Al respecto, Reca señala que:

"... la evidencia ... sugiere que las decisiones de los productores siguieron estrechamente las señales de precios generadas por el sistema económico durante el primer período, mientras que durante el segundo la influencia de los precios sobre la asignación de la tierra fue, en el mejor de los casos, débil. Este último resultado no debiera sorprender, ante la densa nube de incertidumbre introducida por la manipulación gubernamental de los precios y la significativa declinación del valor real de la tierra y otros recursos agropecuarios "fijos". Esta declinación fue una consecuencia de la brecha existente entre los precios internos al productor y los precios mundiales y condujo a la "liquidación" de estos recursos, ahogando otras consideraciones relativas a cualquier intento de ajustarse a cambios entre precios." 4/

De aquí se deduce que el menor grado de respuesta durante 1945-65 no habría obedecido a una supuesta "irrracionalidad" congénita de los productores sino a la presencia de condiciones institucionales y económicas que oscurecían las señales de precios.

IV. OPINIONES

Se centra aquí la atención en el papel de los incentivos económicos y, particularmente, de los precios, como determinantes de la producción agrícola, a la luz de

las estimaciones realizadas y de las conclusiones de sus respectivos autores cuyos comentarios, en general, tienden a apoyar la hipótesis de racionalidad del productor agropecuario argentino.

Reca, por ejemplo, señala a lo largo de sus trabajos la importancia de los precios, del crédito y de la tecnología en la evolución de la oferta agrícola y agropecuaria agregadas, y marca la fuerte relación que existe entre incentivos económicos y niveles de producción. También Colomé /5/ apoya la hipótesis de racionalidad en sus estimaciones más agregadas. Particularmente interesantes resultan algunas consideraciones de Díaz Alejandro. Aunque sus resultados para las funciones más agregadas le impiden observar una clara relación entre precios y oferta, cree, sin embargo, en la racionalidad del empresario rural. Señala, al respecto, que los resultados relativamente pobres obtenidos pueden deberse a la particular forma de definir precios por él adoptada 5/, pero tampoco descarta la influencia de elementos intangibles que no pueden ser captados por los precios, tales como el clima político y las fuertes fluctuaciones de precios y otras variables. En el caso particular de la oferta agrícola agregada, Díaz Alejandro estima que la tendencia negativa hallada por él indica que los cambios tecnológicos durante 1935-62 fueron más que compensados por otros factores, implicando, quizás, a aquellos recién mencionados.

En sus conclusiones sobre la oferta agropecuaria agregada, Báez /2/ remarca lo que ya Reca había notado con anterioridad, a saber, que si bien los productores responden tanto a precios como a la disponibilidad de crédito, su sensibilidad a los primeros es claramente superior. De ahí puede deducirse que aquellos constituyen un importante instrumento de política económica. Colomé subraya este hecho en sus estimaciones de productos agrícolas individuales, señalando que:

"... no se desconoce que existen otras variables ... que determinan la oferta agrícola, tales como la

política crediticia, la política impositiva, o el cambio en la tecnología. Simplemente se considera al precio como la variable más importante." 6/

V. SINTESIS Y CONCLUSIONES

La reseña de estimaciones efectuada permite afirmar que existe un buen conocimiento de los factores que determinan la oferta agropecuaria agregada y que llega hasta períodos relativamente recientes. Surge así que el sector rural no es insensible a los estímulos económicos, en la medida en que se ha captado la influencia de los precios y del crédito sobre la oferta. Sin embargo, suele aceptarse que el valor de la elasticidad-precio de la oferta agropecuaria es "bajo", aunque no siempre se determine cuál es el criterio utilizado para tal afirmación.

En particular, Reca sostiene a lo largo de sus estudios que los factores económicos han sido clave en el comportamiento de la oferta rural y que, si bien las elasticidades-precio halladas son relativamente modestas, su efecto ha sido mayor a través del proceso de inversión o desinversión que el manejo de los precios origina en un plazo más prolongado. Para Colomé /5/, en cambio, los valores de las elasticidades-precio por él halladas (de alrededor de 0,50) son bastante elevadas, dado el nivel de agregación, y apreciablemente superiores a las encontradas por Zvi Grilliches en los Estados Unidos.

En cuanto a los demás determinantes de la oferta agropecuaria agregada, los estudios realizados establecen claramente el papel del crédito, del clima y del cambio tecnológico.

A medida que aumenta el nivel de desagregación, sin embargo, el conocimiento acerca de los determinantes de la oferta disminuye, del mismo modo que la precisión en las estimaciones de elasticidades. Así, si bien parecería que la oferta agrícola tiene una sensibilidad a los

precios levemente superior al total de la oferta rural, se desconoce su reacción a largo plazo.

Para los productos individuales, el panorama dista de ser concluyente. En el caso del trigo, la elasticidad-precio de corto plazo pareciera ubicarse en el límite superior de los valores estimados para la oferta agrícola agregada, mientras que la respuesta del lino y del maíz sería claramente superior, para el total del área sembrada con estos cultivos. En general, no debe sorprender el hecho de que a mayor grado de desagregación correspondan valores más elevados de elasticidades. En efecto, para productos individuales la tierra cultivable no actúa como restricción, siempre y cuando exista sustitución entre cultivos, por el uso de la tierra. Tal restricción, en cambio, existe para el agregado agropecuario, al menos en el corto plazo.

En el caso de los demás cereales y oleaginosos reseñados, los resultados son aún más pobres y se remontan, en su mayoría, a períodos distantes. Por tal motivo, sería necesario actualizar y mejorar las estimaciones realizadas de la oferta de productos agrícolas individuales, a fin de determinar con mayor precisión los factores que influyen sobre cada una de ellas.

Por otra parte, pueden señalarse varias líneas adicionales de investigación. A los fines de política económica, sería útil contar con estimaciones separadas de la oferta agregada de cultivos de invierno y de verano que, además de los efectos de las variables usualmente consideradas, explícitamente tomaran en cuenta la limitación que la siembra de cultivos de la estación precedente plantea sobre la que se intenta estimar. En este sentido, quizás sea aún más adecuado plantear un modelo de ecuaciones simultáneas, dado que, como se ha visto, las decisiones de producción dentro del sector no son independientes entre sí, sino que se encuentran claramente ligadas por relaciones de complementareidad y competencia por el uso de la tierra.

Asimismo, ya Reca ha señalado el efecto adicional que los precios tienen sobre la producción en el largo plazo a través de los procesos de inversión y desinversión que su evolución genera. Quizás haya que considerar también el efecto que los precios tienen sobre el cambio tecnológico y de éste sobre la producción. Estos problemas han sido tratados en la literatura económica argentina usualmente por separado y existen, aquí también, fuertes interrelaciones.

Una última reflexión se relaciona con el problema de la formación de expectativas de precios. En la mayor parte de los trabajos aquí reseñados se han postulado formulaciones que responden a la hipótesis de expectativas adaptativas de Phillip Cagan. De acuerdo con ella, en cada período los agentes económicos revisan sus expectativas de precios en función de sus errores de predicción de períodos anteriores. Suponiendo un coeficiente de expectativas unitario, adoptado en casi todas las estimaciones aquí incluidas, el precio esperado en cada período es idéntico al vigente durante el período previo. Aunque, definidos así los precios esperados, los resultados empíricos han sido relativamente buenos, se plantea la duda sobre si ésta es la manera en que se forman las expectativas de precios en Argentina. Si bien existen otros modelos teóricos de formación de expectativas, el problema dista de ser simple, en particular porque puede preguntarse si es posible que un mismo proceso de formación de expectativas se haya mantenido durante un número de años lo suficientemente prolongado como para permitir la verificación empírica. En consecuencia, la forma y duración de los patrones de formación de expectativas en nuestro país constituye un tema de investigación que, aunque quizás difícil e ingrato, trasciende el campo de la economía agraria en la medida en que no sólo puede arrojar luz sobre la conducta de los empresarios rurales sino también sobre la de los agentes económicos en otros sectores de la economía.

APENDICE

Funciones de oferta dinámicas y estáticas

Generalmente se acepta que la producción (o área sembrada) planeada en un período (Q_t^*) es función de los precios esperados para el producto en ese período (P_t^*) y de otras variables que denotamos como X_t , y que en el caso del sector agrícola se refieren a precios de productos alternativos, precios y cantidades de insumos tecnología, clima, etc. De tal modo, si utilizamos una aproximación lineal es:

$$(1) \quad Q_t^* = a + b P_t^* + c X_t$$

Sin embargo, normalmente existen rigideces que impiden que la producción deseada se logre en forma instantánea. El modelo de rezagos distribuidos usualmente adoptado se debe a Marc Nerlove y postula que el incremento de producción que se logra en un período es una fracción (γ) del incremento de producción deseado, es decir

$$(2) \quad Q_t - Q_{t-1} = \gamma (Q_t^* - Q_{t-1}) \quad 0 \leq \gamma \leq 1$$

es la ecuación de ajuste donde las variables $Q_{t,t-1}$ miden la producción efectivamente lograda en cada período, Q_t^* la producción deseada y γ se denomina coeficiente de ajuste. Cuando $\gamma = 0$, la producción deseada no se logra nunca y cuando $\gamma = 1$, el ajuste es instantáneo.

Por otra parte, la formación de expectativas de precios puede obedecer a patrones muy diversos. Phillip Cagan

formuló una hipótesis que postula que los precios esperados para el período t son iguales a los precios esperados en el período anterior más una fracción β del error en la formación de expectativas del período previo, o sea,

$$(3) \quad P_t^* = P_{t-1}^* + \beta(P_{t-1} - P_{t-1}^*) \quad 0 \leq \beta \leq 1$$

donde β , el coeficiente de expectativas, puede variar entre cero y la unidad. Cuando $\beta = 1$, la ecuación (3) se reduce a

$$(3a) \quad P_t^* = P_{t-1}$$

que es la formulación que con más frecuencia se halla en las estimaciones de oferta rural argentinas.

Por sustitución de (3) en (1) se obtiene que

$$(4) \quad Q_t^* = a + b \left[P_{t-1}^* + \beta(P_{t-1} - P_{t-1}^*) \right] + c X$$

y reemplazando sucesivamente cada P_{t-1}^* por su expresión según (3) la expresión (4) se reduce a

$$(5) \quad Q_t^* = a + b \beta \sum_{i=1}^n (1 - \beta)^{i-1} P_{t-i} + c X_t$$

Pero Q_t^* no es una magnitud observable. Por lo tanto se sustituye (5) en la expresión (2) y queda que

$$(6) \quad Q_t - Q_{t-1} = \gamma a + \gamma b \beta \sum_{i=1}^n (1 - \beta)^{i-1} P_{t-i} - \gamma Q_{t-1} + \gamma c X_t$$

y

$$\begin{aligned}
 (7) \quad Q_t &= \gamma a + \gamma b \beta \sum_{i=1}^n (1 - \beta)^{i-1} P_{t-i} + (1 - \gamma) Q_{t-1} + \gamma c X_t = \\
 &= A + \sum_{i=1}^n B_i P_{t-i} + CD Q_{t-1} + CX_t
 \end{aligned}$$

que es una función estimable.

En el caso particular que se fije $\beta = 1$ a priori, y que, como hemos visto implica que $P_t^* = P_{t-1}$, la expresión (7) se reduce a

$$(8) \quad Q_t = A + B_1 P_{t-1} + CX_t + D Q_{t-1}$$

que es el tipo de ecuación que usualmente se estima y donde los coeficientes A, B, C, y D miden el impacto de corto plazo de cada variable (incremento unitario o elásti-cidad, según si la expresión (8) se postula en valores naturales o logaritmos, respectivamente) y los coeficientes de largo plazo a, b y c de la función (1) se obtienen haciendo:

$$\gamma = 1 - D \quad a = A/\gamma \quad b = B_1/\gamma \quad c = C/\gamma$$

Por otra parte, puede demostrarse que el ajuste de la producción actual a la producción deseada se realiza de la siguiente manera:

Retardo (años)	Efecto
1	γ
2	$\gamma (1 - \gamma)$
3	$\gamma (1 - \gamma)^2$
.	.
.	.
.	.
n	$\gamma (1 - \gamma)^{n-1}$
$\sum$	1

Este modelo es un ejemplo de una formulación dinámica de funciones de oferta. En las formulaciones estáticas, en cambio, si bien se acepta que la oferta puede verse afectada por valores pasados de variables explicativas, se supone que la producción presente es idéntica a la deseada, implicando que la variable endógena no depende de valores previos de la misma.

Se han adoptado formulaciones estáticas en muchos casos directamente o bien cuando el coeficiente $(1 - \gamma)$ de la variable endógena rezagada no ha resultado significativamente distinto de cero en estimaciones dinámicas, implicando que γ , el coeficiente de ajuste, no es significativamente distinto de la unidad y, por tanto, que existe un ajuste instantáneo de la producción actual a la planeada.

- 1/ Obschacko y De Janvry /16/ describen las causas económicas y estructurales que pueden afectar la adopción del cambio tecnológico en el sector agropecuario argentino y analizan los factores limitantes de la adopción de nuevas técnicas en el partido de Ayacucho, Provincia de Buenos Aires, sobre la base de una encuesta llevada a cabo en 1969, 1970 y 1971. Observan que las diferencias de rentabilidad de distintas técnicas no son lo suficientemente grandes como para ser fácilmente perceptibles por los empresarios y que, además, dentro de éstos, los pequeños y medianos productores tienen un menor índice de adopción, determinado por un sesgo que el ambiente tiene en la orientación de la información y el crédito.
- 2/ Maffucci /13/ sostiene que tanto en la década del cincuenta como en la del sesenta, la demanda que enfrentaron los exportadores argentinos de trigo no fue infinitamente elástica, al igual que en el caso del maíz para la década del sesenta. Para el conjunto de cereales y lino las conclusiones de Maffucci son similares a las del caso del maíz.
- 3/ Ver Apéndice.
- 4/ Reca, L. /24/, págs. 57 y 58. Traducción libre.
- 5/ Se recuerda que en todos los casos Díaz Alejandro definió a

$$p_t^* = 0,50 p_t + 0,30 p_{t-1} + 0,20 p_{t-2}$$

que implica un precio esperado.

- 6/ Colomé, R. /6/, pág. 29.

Referencias Bibliográficas

- 1/ ARGENTINA. MINISTERIO DE AGRICULTURA Y GANADERIA. INSTITUTO NACIONAL DE TECNOLOGIA AGROPECUARIA: Argentina. Proyecciones de la Oferta y la Demanda de Productos Agrícolas Seleccionados hasta 1980, Buenos Aires.
- 2/ BAEZ, Juan Carlos: Producto Agropecuario, Crédito y Precios, Banco Central de la República Argentina, Centro de Estudios Monetarios y Bancarios, Serie Estudios Técnicos, Versión Preliminar, N° 4, Octubre 1975.
- 3/ BEKER, Víctor A.: "Elasticidades de Oferta de la Producción Agropecuaria: Trigo, Maíz y Carne", Económica, La Plata, Mayo-Agosto 1969.
- 4/ CAVALLO, Domingo F.: "Oferta Agrícola en la Región Centro", Revista de Economía, Banco de la Provincia de Córdoba, 23, 1972.
- 5/ COLOME, Rinaldo A.: "Funciones de Oferta Agropecuaria de la Región Pampeana en el Período 1940-60", Revista de Economía, Banco de la Provincia de Córdoba, 25, 1975/76.
- 6/ COLOME, Rinaldo A.: "Importancia Estratégica de la Agricultura Pampeana en el Desarrollo Económico Argentino" en La Producción de Cereales en la Argentina, Federación Argentina de Colegios de Graduados en Ciencias Económicas, Instituto de Economía, Editorial El Coloquio, Buenos Aires, 1976.
- 7/ COLOME, Rinaldo A.: On Agricultural Supply Response in Argentina. The Case of the Pampean Region, Master's Thesis, University of Vermont, May 1972.
- 8/ DIAZ ALEJANDRO, Carlos F.: Ensayos sobre la Historia Económica Argentina Amorrortu Editores, Buenos Aires, 1975.
- 9/ DIAZ ALEJANDRO, Carlos F.: Exchange Rate Devaluation in a Semi-Industrialized Country - The Experience of Argentina, 1955-61, The M.I.T. Press, 1965.
- 10/ DIAZ ALEJANDRO, Carlos F.: The Rural Sector in the Argentine Growth, Instituto Torcuato Di Tella, Centro de Investigaciones Económicas, Buenos Aires, 1967.
- 11/ ESTADOS UNIDOS DE N.A. - U.S. DEPARTMENT OF AGRICULTURE - ECONOMIC RESEARCH SERVICE: Argentina: Growth Potential of the Grain and Livestock Sectors, Foreign Agricultural Economic Report No. 78, Washington, May 1972.
- 12/ JOHNSTON, J.: Econometric Methods, Mc-Graw-Hill, Tokyo, 1963.

- /13/ MAFFUCCI, Eugenio A.: "Fluctuaciones en Precios y Cantidades de Exportaciones Argentinas: Algunas Inferencias Indirectas sobre Poder de Mercado", La Producción Rural Argentina, Revista del Banco Ganadero Argentino, 1er. semestre 1973, Buenos Aires.
- /14/ MARTINEZ, Juan Carlos: Un Marco Conceptual para el Análisis Económico del Cambio Tecnológico en la Agricultura Pampeana, Departamento de Economía, Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, Serie Investigación N° 10, Castelar, Buenos Aires, Setiembre 1972.
- /15/ MARTINEZ, J.C. - FIENUP, D. - CHEVALLIER, C.: Aspectos Económicos y Tecnológicos de la Producción Cerealera Argentina: Trigo, Maíz y Sorgo, Centro Internacional de Mejoramiento de Maíz y Trigo, Santiago de Chile, 1976.
- /16/ OBSCHATKO, Edith S. de, y DE JANVRY, Alain: "Factores Limitantes al Cambio Tecnológico en el Sector Agropecuario", Desarrollo Económico, Vol.11, 42-44, Julio de 1971-Marzo de 1972.
- /17/ PIÑEIRO, Martín E.: Una Interpretación sobre las Causas del Crecimiento relativo de la Agricultura Pampeana durante el Período 1960-73, Departamento de Economía, Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, Serie "Investigación" N° 16, Castelar, Buenos Aires, Junio de 1975.
- /18/ NACIONES UNIDAS - COMISION ECONOMICA PARA AMERICA LATINA: Desarrollo Regional Argentino - La Agricultura, CEPAL, Buenos Aires, 1976.
- /19/ RAO, Potluri y MILLER, R.L.: Applied Econometrics, Wadsworth Publishing Company, Belmont, California, 1971.
- /20/ RECA, Lucio G.: "Determinantes de la Oferta Agropecuaria en la Argentina, 1934/35 - 1966/67", Estudios sobre la Economía Argentina, Instituto de Investigaciones Económicas y Financieras de la CCE, N° 5, Buenos Aires, Agosto 1969.
- /21/ RECA, Lucio G.: "Argentina: Country Case Studies of Agricultural Prices and Subsidies". Copia fotostática de un trabajo no publicado, Febrero 1977.
- /22/ RECA, Lucio G.: "El Sector Agropecuario y los Incentivos Económicos: En Torno a la Experiencia Argentina en las Últimas dos Décadas", Banco Ganadero Argentino, Temas de Economía Argentina: El Sector Agropecuario 1964/73, Buenos Aires, 1974.
- /23/ RECA, Lucio G.: "Precios y Areas Sembradas con Algodón en la Provincia del Chaco, 1938-68", Desarrollo Económico, Octubre-Diciembre de 1969.
- /24/ RECA, Lucio G.: The Price and Production Duality within Argentine Agriculture, 1923-65, Ph. D. Thesis University of Chicago, December 1967.
- /25/ ZAPATA, Juan A.: "Oferta de Tierras para Cultivos de Girasol en la Argentina", en Lecturas de Microeconomía por Economistas Argentinos, (De Pablo, J. - Tow, F.V., coordinadores), Editorial El Coloquio, Buenos Aires, 1976.

TITULOS INCORPORADOS A LA BIBLIOTECA

Balanza de pagos

MARTIRENA-MANTEL, Ana María - Economía internacional monetaria; teoría de la balanza de pagos. Buenos Aires, Ediciones Macchi, 1978. 303 p. (Bancos 4048)

Bancos

BANCO NACIONAL DE MEXICO, S.A. MEXICO - Memoria del Seminario Latinoamericano sobre Fideicomiso. México, Banco Nacional de México, S.A., 1978. 125 p. (Bancos 4069)

DE MATTIA, Renato - Storia del capitale della Banca d'Italia e degli istituti predecessori (con appendici). Roma, Banca d'Italia, 1977-78. (Bancos 4060)

Cambios internacionales

BHAGWATI, Jagdish - Foreign trade regimes and economic development; anatomy and consequences of exchange control regimes. Cambridge, Ballinger Publishing Company, 1978. 232 p. (Bancos 4044)

MANTEL, Rolf R. - Un modelo para la administración de reservas internacionales. Buenos Aires, Banco Central, Centro de Estudios Monetarios y Bancarios, 1979. 39 p. (Bancos 06696)

Comercio internacional

ARGENTINA. CONSEJO FEDERAL DE INVERSIONES - Factibilidad e instrumentación comercial del mercado europeo para un grupo de cinco productos provenientes de la República Argentina. Buenos Aires, Consejo Federal de Inversiones, 1978 (Economía 15921)

BANCO DE BILBAO. BILBAO - Crédito a la exportación y seguro de crédito a la exportación. Bilbao, Servicio de Estudios del Banco de Bilbao, 1978. 77 p. (Economía 08985)

THE BROOKINGS INSTITUTION. WASHINGTON - Economic relations between East and West; prospects and problems, a tripartite report by fifteen experts from the European Community, Japan and North America. Washington, The Brookings Institution, 1978. 35 p. (Economía 08989)

NOWZAD, Bahram - The rise in protectionism, by Bahram Nowzad, Shailendra Anjaria, Roy Baban, Gérard Bélanger, Sena Eken and others. Washington, International Monetary Fund, 1978. 118 p. (Economía 15930)

WURZBURGER, Benjamín W. - An examination of the small-open-economy; hypothesis for Canadian exports. Ottawa, Bank of Canada, 1978. 24 p. (Economía 09010)

Contabilidad

NEWTON, Enrique Fowler - Contabilidad superior. Buenos Aires, Ediciones Contabilidad Moderna, 1978. (Contabilidad 446)

Desarrollo económico

COTTELY, Esteban - Crecimiento económico y sus recursos. El quinto Congreso Mundial de Economistas en Tokio. Buenos Aires, Instituto de Investigaciones Económicas, 1979. 58 p. (Economía 09008)

LARDY, Nicholas R. - Recent Chinese economic performance and prospects for the Ten-Year Plan. New Haven, Yale University, 1978. 16 p. (Economía 09011)

SEMINARIO SOBRE DESARROLLO DE LA PATAGONIA E ISLAS DEL ATLANTICO. RAWSON. 6-10.11.1978. Información general, conclusiones de los Comités, documento preliminar. Buenos Aires, Fundación Banco de Boston, 1979. 79 p. (Economía 09004)

Economía agropecuaria

COSCIA, Adolfo A. - Comercialización de productos agropecuarios. Buenos Aires, Editorial Hemisferio Sur S.A., 1978. 336 p. (Economía 15906)

Econometría

SCHILDERINCK, J.H.F. - Regression and factor analysis applied in econometrics. 2. ed. Leiden, Martinus Nijhoff Social Sciences Division, 1978. 239 p. (Estadística 661)

Estadística

BOX, George E.P. - Statistics for experimenters. An introduction to design, data analysis, and model building, by George E.P. Box, William G. Hunter, and J. Stuart Hunter. New York, John Wiley & Sons, 1978. 653 p. (Estadística 667)

CATTELL, Raymond Bernard - The scientific use of factor analysis in behavioral and life sciences. New York, Plenum Press, 1978. 618 p. (Estadística 663)

GILLION, Colin - A statistical basis for medium-term projections, by Colin Gillion and Michael J. O'Neil. Wellington, Reserve Bank of New Zealand, 1978. (Estadística 05104)

MASON, Robert D. - Statistical techniques in business and economics. 4. ed. Homewood, Richard D. Irwin, Inc., 1978. 596 p. (Estadística 669)

Fondo Monetario Internacional

GOLD, Joseph - Special Drawing Rights, gold, and currencies; third survey of new legal developments. Washington, International Monetary Fund, 1979. 99 p. (Bancos 06715)

GOLD, Joseph - The second amendment of the Fund's articles of agreement. Washington, International Monetary Fund, 1978. 36 p. (Bancos 06719)

GOLD, Joseph - Use, conversion, and exchange of currency under the second amendment of the Fund's articles. Washington, International Monetary Fund, 1978. 130 p. (Bancos 4064)

Industria

CARDENAS, Emilio J. - El sistema nacional de promoción industrial. Buenos Aires, Ediciones Macchi, 1979. 212 p. (Economía 15904)

HANNAH, Leslie - Concentration in modern industry; theory measurement and the United Kingdom, by Leslie Hannah and J.A. Kay. London, The Macmillan Press Ltd., 1978. 144 p. (Economía 15901)

Inflación

ARGENTATO, Nicolás - La inflación en la Argentina, por Nicolás Argentato, Raquel Vuono de Asla Moreno, Eduardo Luis Curia y Carmen Estévez. Conclusiones y recomendaciones del Primer Congreso Argentino de Economía Política de Universidades Católicas, realizado en el mes de agosto de 1978. Buenos Aires, La Ley, S.A. Impresora, 1978. 179 p. (Bancos 4058)

OKUN, Arthur M. (Ed.) - Curing chronic inflation. Edited by Arthur M. Okun and George L. Perry. Washington, The Brookings Institution, 1978. 297 p. (Bancos 4041)

Moneda

GARCIA PARRA, Jaime - Una política de moneda sana como marco para un desarrollo equilibrado. Cartagena, Banco de la República, Tall. Gráficos, 1978. 23 p. (Bancos 06697)

GOMEZ OLIVER, Antonio - Dinero, inflación y comercio exterior en México. México, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, 1978. 147 p. (Bancos 4043)

JOHNSON, Harry G. - Inflación y revolución y contrarrevolución keynesiana y monetarista. Barcelona, Oikos-Tau, S.A. Ediciones, 1978. 131 p. (Bancos 4057)

ZOLOTAS, Xenophon - The dollar crisis and other papers. Athens, Bank of Greece, 1979. 69 p. (Bancos 06699)

Petróleo

ORGANIZACION DE LOS PAISES EXPORTADORES DE PETROLEO - Five years after the oil price increase; facts, figures and analysis. Frankfurt, (Main), Deutsche Bank, 1978. 68 p. (Economía 08990)

Política económica

ALEMANN, Roberto T. - Curso de política económica argentina, por Roberto T. Alemann con la colaboración de Manuel Horacio Aranovich. 3. ed. revisada. Buenos Aires, Alemann y Cía., 1978. 2 v. (Economía 15905)

DONGES, Juergen - América Latina y la economía mundial; comercio, empleo y distribución del ingreso, por Juergen Donges, Javier Villanueva, Leopoldo Solis, Julio Berlinski, Ricardo H. Arriazu y otros. Buenos Aires, Instituto Torcuato Di Tella, 1979. 360 p. (Economía 15926)

GARCIA BELSUNCE, Horacio A. - Trece años en la política económica argentina (1966-1978). Buenos Aires, Emecé Editores, 1978. 356 p. (Economía 15910)

MEXICO. COMISION NACIONAL BANCARIA Y DE SEGUROS - Programa Quinquenal; 1978-1982. México, Secretaría de Hacienda y Crédito Público, 1978. 66 p. (Economía 08992)

PIETTRE, André - ¿Hacia dónde va el capitalismo? Madrid, Ediciones Rialp, S.A., 1978. 345 p. (Economía 15911)

Seguridad social

DAVIS, Karen - Health and the war on poverty; a ten-year appraisal, by Karen Davis and Cathy Schoen. Washington, The Brookings Institution, 1978. 230 p. (Economía 15891)

DIEGUEZ, Héctor L. - La seguridad social en América Latina; reflexiones sobre sus características y problemática. Buenos Aires, Instituto Torcuato Di Tella, Centro de Investigaciones Económicas, 1978. 65 p. (Economía 08986)

Teoría económica

LEONTIEF, Wassily (Ed.) - Structure, system and economic policy; proceedings of section F of the British Association for the Advancement of Science held at the University of Lancaster, 1 - 8 September 1976. Cambridge, Cambridge University Press, 1978. 223 p. (Banços 4047)

MASSAD A., Carlos - Macroeconomía. Santiago de Chile, Editorial Universitaria, 1979. 301 p. (Economía 15943)

Trabajo

PALMER, John L. (Ed.) - Creating jobs: public employment programs and wage subsidies. Washington, The Brookings Institution, 1978. 379 p. (Economía 15914)

Transportes

ARGENTINA. PODER EJECUTIVO - Plan nacional de transporte. Plan de corto plazo; antecedentes históricos 1965-1977. Buenos Aires, Secretaría de Estado de Transporte y Obras Públicas, 1978. 242 p. (Economía 15888)

INTEGRACION LATINOAMERICANA

REVISTA MENSUAL DEL INTAL

Año 4, N° 36

Junio 1979

EDITORIAL

LA REESTRUCTURACION DE LA ALALC

ESTUDIOS

LA INTEGRACION DE AMERICA LATINA EN EL DECENIO DEL 80, por Eduardo R. Conesa.
APTITUD DE LA ACTUAL ESTRUCTURA DE LA ALALC PARA IMPULSAR EL PROCESO DE INTEGRACION ECONOMICA REGIONAL, por Carlos GARCIA MARTINEZ.
ALALC: CONSECUENCIAS JURIDICAS DE LA FINALIZACION DEL PERIODO DE TRANSICION, por Raymundo Barros.

información latinoamericana - información internacional - documentación y estadísticas - actividades del INTAL - bibliografía

Suscripción anual: Instituciones u\$s 30. Individuos u\$s 20. Estudiantes u\$s 12. (adjuntando carta de autoridad universitaria). Argentina: Instituciones \$a. 18.000. Individuos \$a. 12.000. Estudiantes \$a. 7.200.

Números sueltos: Exterior u\$s 3.; Argentina \$a. 1.800. El precio incluye los gastos de envío por correo aéreo. Los interesados deberán remitir cheque o giro (libre de comisiones y gastos bancarios) a la orden del Instituto para la Integración de América Latina, Casilla de Correo 39, Sucursal 1, (1401) Buenos Aires, Argentina. Las suscripciones tendrán vigencia por el lapso cubierto por el pago.

EL TRIMESTRE ECONOMICO

COMITE EDITORIAL HONORARIO: Emilio Alanís Patiño, Emigdio Martínez Adama, Raúl Ortiz Mena, Felipe Pazos, Raúl Prebisch y Raúl Salinas Lozano.

COMITE EDITORIAL: MEXICO: Gerardo Bueno, Edmundo Flores, José A. Oreyza, Leopoldo Solís M., Carlos Tello, Manuel Uribe Castañeda y Fernando Fajnzylber W. BRASIL: Celso Furtado y Francisco de Oliveira. COLOMBIA: Constantino V. Vaitsos. CHILE: Jacques Chonchol, Alejandro Foxley y Osvaldo Sunkel.

DIRECTOR: Oscar Soberón M.

Vol. XLVI (4)	México, octubre - diciembre de 1979	Núm. 184
---------------	-------------------------------------	----------

SUMARIO

Artículos

Helio Jaguaribe : El pensamiento social y político de Marx.

Alejandro Foxley,
Eduardo Aninat y
José Pablo Arellano: La política fiscal como instrumento redistributivo: La experiencia chilena.

James H. Street: Los ajustes de América Latina ante la crisis de la OPEP y la recesión mundial.

Fernando Fajnzylber: Sobre la reestructuración del capitalismo y sus repercusiones en la América Latina.

S.H.C.P. : La reforma impositiva en el marco del sistema mexicano, 1979-1980.

DOCUMENTOS - NOTAS BIBLIOGRAFICAS

REVISTA DE REVISTAS - PUBLICACIONES RECIBIDAS

Fondo de Cultura Económica Av. de la Universidad

975 Apartado Postal 44975

Impreso en el
BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA
Reconquista 266 - Buenos Aires
República Argentina
Diciembre de 1979



BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA