

**CRECIMIENTO Y LA PARADOJA DE LA  
PRODUCTIVIDAD. UNA ESTIMACIÓN EN LA  
FORMA DE *STATE-SPACE*, CON COMPONENTES  
NO OBSERVABLES, PARA EL SECTOR  
AGROPECUARIO ARGENTINO, 1955-2003**

**Luis Lanteri**

*Banco Central de Argentina*

*Resumen:* Se realizan estimaciones de la productividad total de los factores para el sector agropecuario argentino de 1955 a 2003. Algunos trabajos muestran que los índices Divisia, utilizados para medir el crecimiento de la productividad, proporcionarían estimaciones poco confiables de este indicador cuando el cambio tecnológico no es neutral en el sentido de Hicks, dado que, en ese caso, las participaciones de los factores en el costo combinarían las contribuciones de los factores al crecimiento del producto con el cambio tecnológico. A tal efecto, se estima en el trabajo el sesgo del cambio tecnológico, a través de un sistema de funciones de participación en el costo, planteadas en la forma de espacio-estado (*state-space*) con componentes no observables, para poder construir un índice Divisia con tecnología constante y ajustar la estimación de la productividad total de los factores.

*Abstract:* We estimate the total factor productivity for Argentine agriculture over the period 1955 to 2003. One method of quantifying the impact of productivity is the use of growth accounting index numbers (Divisia index). However, some papers (see, for example, Hsieh, 2000) show that if technological change is not Hicks neutral then conventional total factor productivity index is not a satisfactory measure of this indicator, since that observed cost shares conflates the contribution of factor accumulation to output growth with that of technological change. In this paper, cost share equation system in the form of state-space model with latent variables are used to detect technological biased and to estimate the total factor productivity adjusted.

*Clasificación JEL:* C1, E2

*Palabras clave:* productividad total de los factores, sesgo del cambio tecnológico, variables no observables.

*Fecha de recepción:* 21 I 2004

*Fecha de aceptación:* 30 IX 2004

## 1. Introducción

Las mejoras en la productividad total de los factores en la agricultura generan importantes efectos en la economía (véase, por ejemplo, Ahearn *et al.*, 1998). Por un lado, permiten reasignar recursos hacia otros sectores, lo que podría estimular el crecimiento económico. Por otro, suelen implicar menores precios para los alimentos y aumentos en el bienestar de los consumidores. Asimismo, al considerar un contexto de economía abierta, el crecimiento de la productividad podría beneficiar la competitividad del sector agrícola doméstico frente al resto de las economías del mundo.

Debido a lo anterior, podría afirmarse que la productividad (PTF) resulta un importante indicador para analizar el desempeño del sector agrícola de una economía. En este sentido sería clave, por lo tanto, poder disponer de una medición de la productividad lo más exacta y confiable posible. Ello permitiría evaluar la evolución de la agricultura, hacer comparaciones entre sectores y entre países y ayudar al gobierno a diseñar políticas que permitan mejorar la productividad.

Entre los métodos utilizados para medir la productividad total de los factores, en el sector agropecuario se destaca la propuesta de los números índices. Por ejemplo, es la metodología empleada por el Departamento de Agricultura de Estados Unidos (Ahearn *et al.*, 1998). La propuesta presenta, sin embargo, algunos supuestos restrictivos, en particular, considera que el cambio tecnológico es neutral en el sentido de Hicks (Hsieh, 2000).<sup>1</sup>

Las implicaciones de este supuesto han sido, recientemente, el foco de atención de algunos economistas interesados en evaluar la contribución relativa de la acumulación del capital y del progreso tecnológico en el crecimiento de los llamados tigres asiáticos (Rodrik, 1997; Nelson y Pack, 1999 y Felipe y McCombie, 2001), así como de Murgai (2001) en el caso específico de la agricultura.

Dichos autores argumentan que, si el cambio tecnológico no fuera neutral, la medición convencional de la productividad total de los factores, a través de números índices, no reflejaría satisfactoriamente el crecimiento de este indicador, lo que podría llevar a conclusiones erróneas de política económica. De tal forma que, cuando el cambio tecnológico resulta sesgado, el residuo de Solow (1957), que se obtiene de un ejercicio convencional de contabilidad del crecimiento mediante números índices, combinaría las contribuciones debidas a la acumu-

---

<sup>1</sup> De acuerdo con Hicks (1932), el cambio tecnológico es neutral, si para una relación constante entre los factores, la tasa marginal de sustitución no se altera.

lación de factores y al cambio tecnológico, afectando así la medición de la productividad.

En este trabajo, se trata de subsanar dicho problema empleando una metodología alternativa para el caso de la agricultura argentina. A tal efecto, se estima el sesgo del cambio tecnológico, a partir de un sistema de ecuaciones de participación en el costo formulado dentro de un esquema de espacio-estado (*state-space*) con componentes no observables. Al seguir a Lambert y Shonkwiler (1995), el cambio tecnológico se trata como una variable estocástica no observable o latente. Luego, se utilizan los resultados de la estimación paramétrica para corregir las participaciones observadas de los factores en el costo y calcular las tasas de crecimiento de la productividad. Esta propuesta ha sido sugerida por Rodrik (1997) y utilizada recientemente por Balcombe, Irz y Bailey (2003) en un trabajo sobre la productividad de la agricultura del Reino Unido.

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En las secciones dos y tres se muestran los índices Divisia utilizados para medir la productividad total de los factores: el convencional y el alternativo que sería más apropiado cuando el cambio tecnológico no es neutral en el sentido de Hicks. En la cuatro y cinco se especifica el modelo econométrico destinado a estimar el sesgo del cambio tecnológico. En la seis, se presentan los resultados de la estimación, el nuevo cálculo de la productividad que surge una vez depurado el sesgo del cambio tecnológico y los valores de elasticidades obtenidos a partir de los parámetros del modelo. Por último, en la sección siete, se indican algunas conclusiones del trabajo.

## 2. Esquema teórico

Se considera que el sector agropecuario presenta una función de producción, separable entre el producto agregado y los insumos, que varía a través del tiempo:

$$Y = F(X, t) \quad (1)$$

donde  $Y$  indica el producto agregado,  $X$  un vector de  $n$  insumos  $X_i$  y  $t$  un índice de tiempo.

Bajo los supuestos de maximización de beneficios y retornos constantes a escala, el índice Divisia de productividad total de los factores se define como:

$$\gamma_{ptf} = \gamma_Y - \sum_{i=1}^n \alpha_i(X, t) \gamma_{X_i} \quad (2)$$

donde  $\gamma$  refleja la tasa de crecimiento de la variable,  $\alpha_i(X, t)$  la participación en el costo del insumo  $i$  y  $ptf$  la productividad total de los factores.<sup>2</sup> El índice Divisia emplea las participaciones observadas en el costo como aproximación de las elasticidades parciales del producto respecto de los factores, para ponderar las tasas de crecimiento de los insumos productivos.<sup>3</sup> Si se descartan ineficiencias, el crecimiento de la productividad total de los factores podría considerarse equivalente a la tasa de cambio tecnológico. El crecimiento en la productividad total de los factores captura el aumento en el producto no explicado por el crecimiento en los factores. En este sentido, la productividad es medida como un residuo. Al aplicar logaritmos y al integrar la expresión (2) se obtiene:

$$\ln(PTF_t/PTF_0) = \ln(Y_t/Y_0) - \int_{X_0, t_0}^{X, t} \left( \sum_{i=1}^n \alpha_i(X, t) dX_i/X_i \right) \quad (3)$$

En el caso de observaciones en tiempo discreto, esta última expresión podría aproximarse a través del índice Tornqvist-Theil:

$$\begin{aligned} \ln(PTF_t/PTF_0) &= \ln(Y_t/Y_0) \\ &- \sum_{i=1}^n 1/2[\alpha_i(X_t, t) + \alpha_i(X_0, 0)] \ln(X_{it}/X_{i0}) \end{aligned} \quad (4)$$

Un problema que surge al intentar medir la productividad total de los factores mediante índices Divisia en el caso de tiempo discreto, es que las participaciones observadas de los factores empleadas para ponderar los insumos en el cálculo de la productividad, dependen del estado de la tecnología en un punto particular del tiempo y, por ello, del efecto acumulativo del proceso de cambio tecnológico. De acuerdo con Hsieh (2000) y Felipe y McCombie (2001), el índice de

---

<sup>2</sup>  $\alpha_i(X) = S_i = w_i X_i / \text{costo total}$ , donde  $w_i$  indica el precio del factor  $i$ ,  $X_i$  la cantidad empleada del factor, mientras que el costo total =  $\sum_{i=1}^n w_i X_i$ .

<sup>3</sup> En el trabajo se emplea la terminología insumos o factores, indistintamente.

insumos que se obtiene utilizando las participaciones observadas de los factores en el costo combinaría las contribuciones de la acumulación de factores y el cambio tecnológico. Debido a ello, el residuo que surge de la medición convencional de contabilidad del crecimiento, a través de un índice Divisia, no sería una medida confiable o exacta de la productividad (ya que no reflejaría sólo el cambio tecnológico) cuando el cambio tecnológico resulta sesgado (Hsieh, 2000).

La dificultad de separar el cambio tecnológico de la contribución de la acumulación de factores, se relaciona con las propiedades del residuo de Solow como un índice Divisia (o en cadena). Dado que el índice Divisia es una línea integral, el residuo de Solow sería en esencia una solución numérica de una línea integral. Debido a que las líneas integrales son, por lo general, lineal dependientes (*path-dependent*), la estimación del residuo de Solow sería, a su vez, lineal dependiente.

Hsieh (2000) utiliza el “teorema fundamental del cálculo para líneas integrales” para probar que el índice de la PTF sería lineal independiente, sólo si el cambio tecnológico fuera Hicks neutral. Para ello, Hsieh utiliza la prueba de Hulten (1973), –el teorema fundamental de cálculo para líneas integrales, que muestra que un índice en cadena es lineal independiente solamente si fuera posible agregar los diferentes componentes del índice– y el teorema de Leontief (1943, 1947) sobre agregación y propiedades de las funciones linealmente homogéneas.

Cuando el cambio tecnológico no es Hicks neutral, las participaciones de los factores (las elasticidades parciales del producto con respecto a cada factor) dependen también de la tasa y sesgo del cambio tecnológico (Hsieh, 2000). *Por ello, la participación del factor utilizada como ponderador sería mayor de lo que correspondería, substituyendo así al residuo de la productividad. En particular, este efecto es más relevante cuando el factor en cuestión crece rápidamente.*

El argumento de Hsieh ha sido aplicado, entre otros, por Felipe y McCombie (2001) en un trabajo sobre los países asiáticos y por Balcombe, Irz y Bailey (2003) en un estudio sobre la agricultura del Reino Unido.

La relación que existe entre las participaciones de los factores en el costo y el sesgo del cambio tecnológico, puede analizarse a través de la siguiente expresión originada en el trabajo de Ferguson y Moroney (1969) (ver Balcombe, Irz y Bailey, 2003), que considera solamente dos factores de producción:  $i$  y un agregado de los demás factores simbolizado por  $j$  (aunque esta expresión podría generalizarse también a varios factores):

$$\gamma_{\alpha_i} = (1 - \alpha_i)[B + (1 - 1/\sigma)(\gamma_i - \gamma_j)] \quad (5)$$

donde  $\gamma_{\alpha_i}$  representa la tasa de crecimiento de la participación en el costo del factor  $i$ ,  $B$  el sesgo del cambio tecnológico y  $\sigma$  la elasticidad de sustitución (se supone que  $\sigma < 1$ ). Esta expresión indica que el cambio en la participación del factor  $i$  se relaciona con el sesgo del cambio tecnológico. *Por ejemplo, Binswanger (1974a, b) define el sesgo del cambio tecnológico como la semi-elasticidad de la participación en el costo del insumo  $i$  con respecto al tiempo:  $B_i = \partial \ln \alpha_i / \partial t$ . Para Binswanger (1974a, b), si  $B_i$  fuera positivo, la participación del factor  $i$  ( $\alpha_i$ ) aumentaría, de forma que habría un mayor empleo de ese factor (factor  $i$ -using). En contraste, si  $B_i$  fuera negativo habría un ahorro del factor  $i$  y la participación del factor declinaría (en caso de neutralidad  $B_i = 0$ ).*

En síntesis, el índice Tornqvist-Theil (una aproximación discreta del índice Divisia) utilizado para medir el crecimiento de la productividad total de los factores brindaría una medida confiable de este indicador, siempre que el cambio tecnológico sea Hicks neutral. En contraste, si el cambio tecnológico fuera sesgado, las participaciones observadas de los factores en el costo no serían independientes del progreso tecnológico. En este último caso, el índice Divisia combinaría las contribuciones correspondientes a la acumulación de factores y el cambio tecnológico afectando, así, al residuo de la productividad.

En un trabajo sobre la agricultura de la India, Murgai (2001) analiza la aparente paradoja de la productividad ocurrida en la región de Punjab de ese país durante el período de la revolución verde (el trabajo cubre de 1960 a 1993). El importante crecimiento observado en la producción de cereales en la región de Punjab hizo pensar a varios economistas que, el aumento en la productividad, también debería haber sido considerable. Sin embargo, Murgai (2001) encuentra una tasa relativamente reducida de crecimiento de la productividad total de los factores, a pesar de la incorporación de variedades de altos rendimientos en trigo y arroz y de las mejoras observadas en la producción de dichos cultivos. El autor argumenta que, la metodología convencional empleada para medir la productividad total de los factores genera estimaciones sesgadas cuando el cambio tecnológico no es Hicks neutral. En el caso de la región de Punjab, las estimaciones habrían sesgado el crecimiento de la productividad hacia abajo durante el período de la revolución verde. *Las estimaciones realizadas mediante índices Divisia convencionales determinan que los aumentos de producción se traduzcan en una rápida acumulación de factores (principalmente fertilizantes e insumos de capital), mientras que*

*el crecimiento de la productividad contribuye, escasamente, al crecimiento del producto.*

### 3. Modificación del índice convencional utilizado para medir el crecimiento de la PTF, cuando el cambio tecnológico resulta sesgado.

Rodrik (1997) propone emplear una metodología alternativa para superar las deficiencias presentes en el índice convencional de medición del crecimiento de la PTF debido al sesgo del cambio tecnológico. Para ello, define la tasa de crecimiento de la productividad, como la diferencia que surge entre la tasa de crecimiento del producto,  $\gamma_Y$ , y la tasa de crecimiento del producto que habría tenido lugar en ausencia de sesgo del cambio tecnológico,  $\gamma_{Y^*}$ . En símbolos:

$$\gamma_{ptf^*} = \gamma_Y - \gamma_{Y^*} \quad (6)$$

donde el producto en ausencia de sesgo de cambio tecnológico  $Y^*$  sería igual a  $F(X, 0)$ . Si diferenciamos esta expresión con respecto al tiempo, se obtiene la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores con tecnología constante,  $\gamma_{ptf^*}$ :

$$\gamma_{ptf^*} = \gamma_Y - \sum_{i=1}^n \alpha_i(X, 0) \gamma_{X_i} \quad (7)$$

El nuevo índice, propuesto por Rodrik (1997), es similar al indicado en la expresión (2), excepto que, en este caso, las tasas de crecimiento de los insumos no están ponderadas por las participaciones observadas de los factores en el costo,  $\alpha_i(X, t)$ , sino por las participaciones que resultan del empleo de una tecnología de período base para el año  $t$ , denominadas participaciones con tecnología constante,  $\alpha_i(X, 0)$ . La diferencia entre las expresiones (2) y (7) indica el sesgo en la tasa de crecimiento convencional de la productividad total de los factores, cuando el cambio tecnológico no es neutral:

$$\gamma_{ptf} - \gamma_{ptf^*} = \sum_{i=1}^n [\alpha_i(X, 0) - \alpha_i(X, t)] \gamma_{X_i} \quad (8)$$

*Si el cambio tecnológico entre el período 0 y el período  $t$  fuera sesgado a favor del insumo  $X_i$ , de forma que  $\alpha_i(X, t) > \alpha_i(X, 0)$ , la medición convencional de la PTF, a través de un índice Divisia,*

sería negativamente sesgada y subestimaría la verdadera tasa de crecimiento de la productividad (con  $\gamma_{X_i}$  positivo). De esta forma, si el cambio tecnológico fuera sesgado en favor de los insumos que se acumulan más rápidamente, la medición convencional de la productividad total de los factores subestimaría la contribución del progreso tecnológico al crecimiento del producto (Balcombe, Irz y Bailey, 2003). Lo opuesto ocurriría, si el sesgo del cambio tecnológico jugara en contra de los factores que se acumulan más rápidamente.

El índice modificado (Tornqvist-Theil), para tiempo discreto, destinado a medir la tasa de crecimiento de la productividad, sería:

$$\ln(PTF_t/PTF_0) = \ln(Y_t/Y_0) - \sum_{i=1}^n 1/2[\alpha_i(X_t, 0) + \alpha_i(X_0, 0)] \ln(X_{it}/X_{i0}) \quad (9)$$

Debe considerarse, sin embargo, que las participaciones de los factores en el costo con tecnología constante,  $\alpha_i(X, 0)$ , no son observables directamente y habría, por tanto, que estimarlas (una alternativa sería integrar la expresión (5), considerando  $B = 0$ , pero ello requeriría conocer la elasticidad de sustitución,  $\sigma$ , entre los factores).

#### 4. Dualidad, funciones de participación de los factores en el costo y cambio tecnológico. Estimación en la forma de espacio-estado (*state-space*) con componentes no observables

La metodología seguida en este trabajo, para remover el efecto del sesgo del cambio tecnológico, implica la estimación de un sistema de ecuaciones correspondientes a las participaciones de los factores en el costo, donde la tecnología es modelada explícitamente dentro de cada ecuación. Para ello, se formula el modelo dentro de un esquema de espacio-estado con componentes no observables.

Posteriormente, se obtienen las participaciones de los factores en el costo con tecnología constante al remover el sesgo tecnológico de las funciones de participación observadas. Estas funciones de participación corregidas son luego utilizadas en la elaboración del índice Tornqvist-Theil, que mide las tasas de crecimiento de la productividad.

Para estimar paraméricamente el sesgo del cambio tecnológico se parte de una función de costos indirecta. En símbolos se tiene:

$$C = G(Y, W, \mu(t)) \quad (10)$$



donde  $C$  representa el costo,  $Y$  el producto agregado,  $W$  un vector de precios de insumos,  $\mu(t)$  un vector de "estado de la tecnología" y  $G(\cdot)$  la función que depende de la naturaleza de la tecnología subyacente en el proceso de producción.

La función de costo de largo plazo estaría dada por:

$$C = \exp(G^*(y, w, \mu(t))) \quad (11)$$

donde las letras minúsculas indican los logaritmos naturales de las variables. Al aplicar el lema de Shephard a la función de costo se obtiene:

$$\partial G^* / \partial w_i = S_i(y, w, \mu(t)) \quad (12)$$

donde  $S_i$  es la función de participación en el costo del insumo  $i$  (lo que hasta aquí se indicaba como  $\alpha_i$ ), dentro de un sistema de  $n$  ecuaciones de participación (equivale a la elasticidad del producto agregado  $Y$  respecto del insumo  $i$ ).

Si seguimos a Esposti y Pierani (1997) se considera que la tecnología sería una externalidad positiva marshaliana para el sector agropecuario, dada la conducta tomadora de precios de la mayoría de los productores rurales. De esta forma, la tecnología podría considerarse una variable exógena.

La condición  $\partial S_i / \partial t = 0$ , para toda  $i$ , que señala que las ecuaciones de participación son invariantes al cambio de la tecnología, se define como cambio tecnológico insesgado. Para Chambers (1988) esta característica podría denominarse neutralidad de las funciones de participación en el costo.

## 5. Especificación y estimación del modelo empírico

El modelo empírico se especifica y estima en la forma de espacio-estado. El sistema de ecuaciones a estimar estaría dado por:

$$S_{it} = c_i + \sum_{j=1}^{n-1} \theta_{ij} w_{jt} + \beta_i y_t + z_i \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \forall i, \quad i = 1 \dots n - 1 \quad (13)$$

$$\mu_{it} = \mu_{it-1} + \nu_{it} \quad (14)$$

donde las variables  $S_{it}$ ,  $w_{jt}$ ,  $y_t$  indican, respectivamente, la participación en el costo del insumo  $i$ , los precios de los insumos y el producto

agregado, mientras que  $\mu_{it}$  refleja la variable de estado no observable, que se aproxima a través de los gastos de investigación realizados en el sector agropecuario,  $z_i$ . El estado de la tecnología no puede ser observado directamente, pero podría ser medido, indirectamente, a través de los gastos de investigación realizados en el sector (se utilizaron promedios móviles retrasados de cinco años debido a la demora observada entre la generación de la tecnología y sus efectos sobre la agricultura). Varios autores han destacado la vinculación que existe entre la productividad del sector rural y las políticas destinadas a mejorar este indicador, tales como la educación y los programas de investigación y extensión en el sector.

Una metodología parecida, de aproximar la variable no observable mediante los gastos de investigación en el sector, es seguida por Bailey, Balcombe y Morrison (2001), Balcombe *et al.* (2000), Esposti y Pierani (1997) y Lambert y Shonkwiler (1995).

En el sistema definido en (13) y (14) se aplican las restricciones debidas a las condiciones de homogeneidad de grado cero de las funciones de demanda con respecto a precios ( $\Sigma\theta_{ij} = 0, \Sigma\beta_i = 0$ ) y de simetría ( $\theta_{ij} = \theta_{ji}, \forall i, j, i \neq j$ ).<sup>4</sup>

La ecuación (13) se refiere a la ecuación de observación, mientras que (14) muestra la ecuación de transición o de estado. Se supone que los errores  $\varepsilon_t$  y  $\nu_t$  son independientes e idénticamente distribuidos. Por su parte, el sesgo del cambio tecnológico se mide de acuerdo con la metodología seguida por Stevenson (1980) y, en particular, por Binswanger (1974a, b, 1978):

$$dS_{it^*} = dS_{it} - \left( \sum_{j=1}^{n-1} \theta_{ij}^{\wedge} dw_{jt} + \beta_i^{\wedge} dy_t \right) \quad (15)$$

donde  $dS_{it^*}$  refleja el cambio en la participación del factor  $i$  en ausencia de variaciones en los precios de los insumos y en el producto agregado,  $dS_{it}$  mide el cambio en la participación observada del factor  $i$ , mientras que la expresión dentro del paréntesis representa la sumatoria de los cambios en los precios de los insumos y en el producto

---

<sup>4</sup> Además de las condiciones de simetría y de homogeneidad lineal en precios, las funciones de costos translogarítmicas como la estimada, deberían respetar las condiciones de monotonicidad (la función debería ser creciente en los precios de los insumos) y de concavidad en los precios de los insumos. Esta última condición implica que, la matriz de derivadas cruzadas de la función de costos debería ser negativa semideterminada, dentro del rango de los precios de los insumos, de manera que la función de costos sea cóncava. De esta forma, las elasticidades de demanda con respecto al precio propio deberían ser negativas.

agregado, ponderados por los respectivos parámetros estimados. Para Binswanger (1974a, b, 1978), el sesgo en favor del factor  $i$  se define como  $B = dS_{it^*}/dS_{it}$ . En este sentido, los cambios en las participaciones de los factores podrían separarse en dos componentes, uno que indique la sustitución de los factores a lo largo de la isocuanta del proceso de producción y otro que se origine en los cambios no neutrales de la isocuanta. Este último componente reflejaría el sesgo del cambio tecnológico.

El modelo se estima a partir de una formulación en espacio-estado, empleando el algoritmo de Marquardt, que permite encontrar el valor de los parámetros que optimice la función objetivo. El modelo planteado expresa a las variables en primeras diferencias (del logaritmo natural), debido a que no se ha podido rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los niveles de las variables (ver cuadro 1). Dada la presencia de raíces unitarias en las variables, la estimación en niveles podría generar estimaciones inconsistentes de los parámetros y resultados espurios (ver, por ejemplo, Clark y Youngblood, 1992, y Lim y Shumway, 1997).<sup>5</sup> Debido a la restricción de homogeneidad, sólo  $n - 1$  ecuaciones de participación resultan linealmente independientes y pueden ser estimadas simultáneamente, por lo que en la estimación no se incluye una de las ecuaciones de participación.

## 6. Resultados de la estimación del modelo planteado y corrección del sesgo del cambio tecnológico en las funciones de participación

### 6.1. Productividad total de los factores correspondiente al sector agropecuario agregado

En el anexo se detalla la descripción y las fuentes de los datos empleados en las estimaciones, estas últimas incluyen el producto agregado,

---

<sup>5</sup> Las ecuaciones de participación no pueden ser consideradas como un sistema cointegrado de acuerdo con las pruebas realizadas, ya que los residuos de las estimaciones de las ecuaciones de participación individuales no resultan estacionarios al 1% de significancia estadística. Cabe aclarar que, si los errores de las ecuaciones de participación fueran estacionarios, no habría sesgo del cambio tecnológico. En este último caso, los cambios en las funciones de participación serían explicados, únicamente, por los precios relativos y los cambios en el producto (Lambert y Shonkwiler, 1995).

### Cuadro 1

*Pruebas de raíz unitaria. Estadístico aumentado Dickey-Fuller (ADF). 1955-2003*

<i>Series</i>	<i>Número rezagos</i>	<i>Niveles</i>		<i>ADF (1)</i>	<i>Primeras diferencias (2)</i>	<i>Orden integración</i>
		<i>Significancia constante</i>	<i>Significancia tendencia</i>			
Producción agregada (PIB agropecuario)	2	no	si	-2.76	-8.24	1
Particip. fertilizantes	2	no	no	0.58	-6.97	1
Particip. mano de obra	2	no	no	-2.65	-7.02	1
Participación tierra	2	no	si	-1.19	-6.74	1
Precio tierra	2	no	no	-0.76	-5.66	1
Precio fertilizantes	2	si	no	-3.22	-8.57	1
Precio mano de obra	2	no	no	-0.90	-7.31	1
Precio maquinarias	2	no	no	-1.13	-7.29	1

Nota: rezagos óptimos de acuerdo con el criterio de Akaike, (1) no es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 1% de significancia estadística, (2) se rechaza la hipótesis nula al 1%. No se incluye a una de las ecuaciones de participación en el costo de los factores por estimarse solamente  $n - 1$  ecuaciones.

representado por el PIB del sector agropecuario en moneda constante, y cuatro insumos: mano de obra, fertilizantes, maquinarias y tierra. En el caso de los insumos se elaboraron índices de precios y de cantidades, para calcular las participaciones de los factores en el costo y estimar el índice Tornqvist-Theil de crecimiento de la productividad. Las series utilizadas son de periodicidad anual y fueron normalizadas a uno para el año 1970.<sup>6</sup>

En el cuadro 2 se indican los parámetros estimados correspondientes al modelo señalado en las ecuaciones (13) y (14). Se observa que los parámetros resultan estadísticamente significativos en los niveles usuales de aceptación. Las tres variables de estado no observables (una para cada función de participación estimada), también resultan estadísticamente significativas. Unas de las implicaciones de estos resultados es que el cambio tecnológico sería sesgado entre los cuatro factores de producción y que el sesgo tomaría la forma de una variable estocástica (no observada), más que el de una variable determinística o predecible.

Una vez estimado el modelo planteado en (13) y (14) es posible ajustar las participaciones observadas de los insumos en el costo al corregir el sesgo del cambio tecnológico. De esta forma, se obtienen las participaciones en el costo con “tecnología constante”, que son empleadas como ponderadores en el índice Tornqvist-Theil para medir la productividad.<sup>7</sup>

La producción agropecuaria agregada (PIB agropecuario a precios constantes) creció al 2.03% anual promedio entre 1955 y 2003. En el mismo lapso, la mano de obra ocupada en la agricultura declinó 0.36% anual promedio, la superficie cultivada creció al 1.13%, mientras que el acervo de maquinarias (tractores) y el consumo de fertilizantes crecieron al 4.73% y al 8.63% anual promedio, respectivamente (las tasas corresponden a promedios geométricos).

En la gráfica 1 se presentan dos índices de PTF relativos al sec-

---

<sup>6</sup> De acuerdo con Binswanger (1974a), los factores no fueron ajustados por calidad. Para este autor, no resulta apropiado ajustar los factores por calidad antes de medir el sesgo del cambio tecnológico. De todas formas, los cambios en la calidad de los factores deberían reflejarse, en alguna medida, en los precios de mercado que sirven para construir los ponderadores de los índices de productividad.

<sup>7</sup> Las participaciones observadas en el costo, estimadas con el índice convencional, para el promedio del período analizado, presentan los siguientes valores: 0.3571 para los fertilizantes, 0.2377 para las maquinarias, 0.2006 para la mano de obra y 0.2046 para el factor tierra, mientras que las participaciones ajustadas por el sesgo del cambio tecnológico alcanzan: 0.1317 para los fertilizantes, 0.1176 para las maquinarias, 0.4897 para la mano de obra y 0.2611 para la tierra.

tor agropecuario argentino, con bases 1955 = 100. El primero está elaborado utilizando el índice Divisia convencional, a partir de las participaciones observadas de los factores en el costo, mientras que el segundo proviene de utilizar las participaciones en el costo, ajustadas por el sesgo del cambio tecnológico (denominado índice con tecnología constante).

### Cuadro 2

*Modelo estimado en la forma de espacio-estado  
(state-space) con componentes no observables  
1955-2003*

<i>Variable</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Error estándar</i>
<i>Constante<sub>l</sub></i>	-0.0333	7.29E-05
<i>w<sub>ul</sub></i>	0.0120	3.33E-05
<i>w<sub>lf</sub></i>	0.0416	2.93E-05
<i>w<sub>la</sub></i>	-0.0213	0.0001
<i>y<sub>l</sub></i>	-0.0086	6.13E-05
<i>μ<sub>l</sub></i>	-0.0294	0.0010
<i>Constante<sub>f</sub></i>	-0.0562	0.0002
<i>w<sub>ff</sub></i>	0.0512	0.0002
<i>w<sub>fa</sub></i>	-0.0801	5.46E-05
<i>y<sub>f</sub></i>	0.1097	0.0016
<i>μ<sub>f</sub></i>	0.1097	0.0031
<i>Constante<sub>a</sub></i>	-0.6415	0.0046
<i>w<sub>aa</sub></i>	0.0285	0.0003
<i>y<sub>a</sub></i>	-0.0674	0.0005
<i>μ<sub>a</sub></i>	0.3433	0.0032

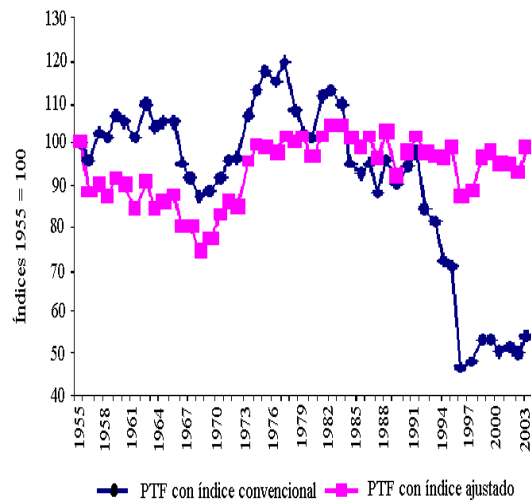
Nota: *w*, precios de los factores o insumos, *y*, producto agregado, *μ*, variables de tecnología, *l*, mano de obra, *f*, fertilizantes, *a*, superficie cultivada y *m*, maquinarias. Las tres variables dependientes del sistema son la participación de la mano de obra, de los fertilizantes y de la tierra, respectivamente. La convergencia fue alcanzada por el modelo.

En la gráfica puede observarse que, mientras la medición de la productividad realizada a través del índice convencional arroja una

tasa promedio de caída del 0.941% anual entre 1955 y 2003, la medición que emplea las participaciones ajustadas por los cambios en el sesgo tecnológico muestra una tasa promedio de decrecimiento más baja (-0.005% anual). Las estimaciones están en línea con otras estimaciones realizadas para el sector agropecuario agregado argentino durante las últimas décadas, que indican tasas negativas de crecimiento de la productividad total de los factores. Sobre el particular, Trueblood y Coggins (2001) encuentran una tasa de crecimiento de la productividad del -2.6% anual promedio para el período 1961-1991, Arnade (1997) de -1.9% para 1961-1993 y Fulginiti y Perrin (1997) una tasa de -4.9% anual promedio para 1961-1985, aunque estos trabajos utilizan una técnica no paramétrica (índices de productividad Malmquist) y no incluyen la década del noventa, de fuerte crecimiento en la producción agrícola.

### Gráfica 1

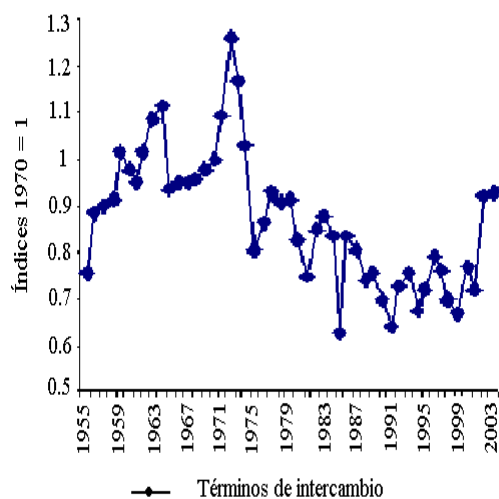
*Medición de la productividad total de los factores (PTF) con los índices convencional y ajustado, para el sector agropecuario agregado. Índices 1955=100*



Para algunos autores (ver, por ejemplo, Fulginiti y Perrin, 1999) las políticas de precios desfavorables podrían afectar la productividad

agrícola en los países en desarrollo. Al respecto, Argentina sufrió una caída sistemática en los términos de intercambio domésticos del sector agropecuario (precios al por mayor agropecuarios/no agropecuarios) desde mediados de la década de los setenta y hasta el año 2001 (ver gráfica 2), aunque también se ha observado una mejora importante en los rendimientos por hectárea de los principales cultivos durante las últimas dos décadas.

**Gráfica 2**  
*Términos de intercambio domésticos para el sector agropecuario (precios al por mayor agropecuarios/no agropecuarios totales) Índices 1970=1*



### 6.2. El sesgo del cambio tecnológico

El sesgo tecnológico refleja los cambios de participación en el costo de un determinado factor de producción, que no son explicados por los cambios en los precios relativos y en el producto agregado. Como destaca Nghiep (1979), el sesgo tecnológico indica los cambios no



neutrales en la isocuanta (algunos autores destacan que los sesgos tecnológicos podrían mostrar cambios en la calidad de los factores).

Los resultados de la estimación para el caso del sector agropecuario agregado muestran sesgos tecnológicos en favor de los fertilizantes y de las maquinarias y sesgos ahorradores de mano de obra y del factor tierra.

En el caso de los fertilizantes, el sesgo tecnológico estuvo acompañado por una tendencia declinante de sus precios en relación con los precios agropecuarios. En forma similar, el sesgo en favor de las maquinarias estuvo asociado con una tendencia declinante en el precio relativo. Durante la década de los noventa, por ejemplo, la mayor apertura comercial de la economía (reducción de los aranceles de importación) y la sobrevaluación del tipo de cambio real generó caídas en los precios relativos de estos factores de producción.

Los sesgos en favor de los fertilizantes y de las maquinarias serían, de esta forma, consistentes con el modelo de innovación inducida planteado por Hayami y Ruttan (1985).<sup>8</sup>

En contraste, en la mano de obra y en el factor tierra habrían tenido lugar sesgos ahorradores de los mismos. En la mano de obra, por ejemplo, se habría operado un proceso de sustitución (ahorro) del factor, debido a la mecanización de la agricultura y a la migración de mano de obra rural hacia los centros urbanos. Por su parte, el sesgo ahorrador de tierra estaría asociado con el mayor empleo de tecnologías que tienden a economizar dicho factor, como sería el caso de los fertilizantes.

### 6.3. *La productividad en el subsector correspondiente a la producción de cereales y oleaginosas*

Podría resultar útil considerar también la productividad total de los factores para el caso de la producción de cereales y oleaginosas, dada la importancia que reviste este subsector en la economía argentina.

---

<sup>8</sup> En este sentido, podría analizarse la relación entre los sesgos del cambio tecnológico y los precios relativos de los factores, a manera de establecer si los sesgos ahorradores (empleadores) de factores se correlacionan con incrementos (reducciones) en los precios relativos (modelo de innovación inducida). Algunos autores (por ejemplo, Binswanger, 1974a, b y Hayami y Ruttan, 1985) encuentran evidencia empírica que apoyan el modelo de innovación inducida para Estados Unidos y Japón, mientras que otros, como Olmstead y Rhodes (1993), sugieren que la experiencia de Estados Unidos no se ajustaría a lo planteado por dicho modelo.

La producción agropecuaria argentina proviene, principalmente, de dos regiones que difieren en sus características ecológicas: la región pampeana y el resto de las regiones agrícolas del país. Mientras que la primera (con una extensión de 50 millones de hectáreas arables, que representan el 80.0% del área cultivada del país) se especializa en la producción de *commodities*, que son la principal fuente de divisas de la economía, la región no pampeana incluye un conjunto de zonas especializadas en productos regionales que se orientan, básicamente, hacia el mercado doméstico. En la región pampeana se destacan las producciones de cereales y oleaginosas, así como la actividad ganadera vacuna, aunque las producciones de leche, frutas y hortalizas son también importantes. Se considera que más del 80% de la producción de granos y alrededor de un 60% de la ganadería vacuna provienen de esta región.

La producción de cereales y oleaginosas representa más del 35% del PIB real del sector agropecuario y constituye, junto con la industria manufacturera vinculada a este rubro (la agroindustria, donde destaca en especial la industria molinera y aceitera), la principal fuente de divisas del país. La balanza de pagos depende crucialmente de lo que ocurra con las exportaciones de cereales y oleaginosas, por lo que podría ser relevante la estimación de la productividad para estos productos.

Al utilizar la producción de cereales y oleaginosas, valuada a precios de 1970, como indicador del producto en la estimación del índice de productividad, en lugar de la producción agregada del sector agropecuario, se obtiene una tasa del 2.279% anual promedio de crecimiento para la productividad. De esta forma, mientras que para el sector agropecuario agregado la productividad (con ajuste por sesgo de cambio tecnológico) cae ligeramente durante los últimos cincuenta años, en el caso de los cereales y oleaginosas este indicador, prácticamente, se duplica durante dicho período (ver gráfica 3).

En este caso, se utilizaron los mismos ponderadores corregidos por el sesgo del cambio tecnológico que en el del sector agropecuario agregado. Se hizo también el supuesto que los factores productivos crecieron en este subsector a tasas similares a las observadas en el agregado.

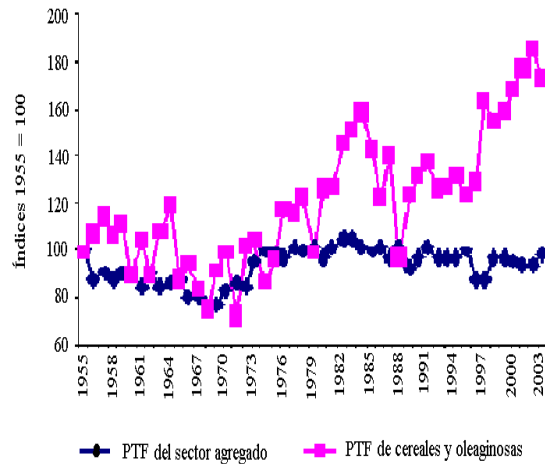
#### 6.4. *Elasticidades-precio de demanda y elasticidades de sustitución*

En los cuadros 3 y 4 se indican los valores de las elasticidades-precio de demanda (E) y de las elasticidades de sustitución Morishima (MES),

que fueron estimadas a partir de los parámetros del modelo y de los promedios (para el período muestral) de las participaciones ajustadas de los factores en el costo para el caso del sector agropecuario agregado. Dichas elasticidades constituyen un instrumento más para evaluar el comportamiento del sector agropecuario *y son una forma de comprobar que la función translogarítmica de costos estimada sea cóncava (si las elasticidades de demanda con respecto al precio propio fueran negativas).*

### Gráfica 3

*Medición de la productividad total de los factores (PTF) para el sector agropecuario agregado y para la producción de cereales y oleaginosas a precios de 1970 (índices ajustados). Índices 1955=100*



La inclusión de estas elasticidades resulta usual en las estimaciones de funciones translogarítmicas, y se definen de la siguiente manera, a partir de los parámetros de la función estimada y de las participaciones de los factores en el costo (ver Binswanger, 1974a, b, 1978; Nghiep, 1979; Archibald y Brandt, 1991 y Huang, 1991):

$$E_{ii} = (\theta_{ii} + S_i^2 - S_i)/S_i, \quad \forall i \quad (16)$$

$$E_{ij} = (\theta_{ij} + S_i S_j)/S_i, \quad \forall i \neq j$$

$$MES_{ij} = (\theta_{ij} + S_i S_j)/S_j - (\theta_{ii} + S_i^2 - S_i)/S_i, \quad \forall i \neq j$$

$$MES_{ij} = E_{ji} - E_{ii}$$

### Cuadro 3

*Elasticidades-precio de demanda (estimadas considerando el PIB del sector agropecuario en moneda constante como indicador del producto y los promedios de las participaciones de los factores en el costo ajustadas por el sesgo del cambio tecnológico) 1955-2003*

	<i>Tierra</i>	<i>Maqui- narias</i>	<i>Fertili- zantes</i>	<i>Mano de obra</i>
Mano de obra	0.218	0.052	0.217	-0.486
Fertilizantes	-0.347	0.021	-0.480	0.806
Maquinarias	0.881	-1.662	0.024	0.215
Tierra	-0.630	0.397	-0.175	0.408

### Cuadro 4

*Elasticidades de sustitución Morishima (estimadas considerando el PIB del sector agropecuario en moneda constante y los promedios de las participaciones de los factores en el costo ajustadas por el sesgo del cambio tecnológico) 1955-2003*

	<i>Tierra</i>	<i>Maqui- narias</i>	<i>Fertili- zantes</i>	<i>Mano de obra</i>
Mano de obra	0.894	0.701	1.291	
Fertilizantes	0.304	0.503		0.696
Maquinarias	2.059		1.683	1.714
Tierra		1.511	0.283	0.847

Sobre el particular, algunos autores consideran que la medida de sustitución correcta entre los factores estaría dada por las elasticidades de sustitución Morishima, ya que éstas preservarían el concepto original de Hicks (1932) de sustitución entre factores, al medir más fielmente la curvatura de las isocuantas (ver, por ejemplo, Blackorby y Russell, 1989 y Sharma, 2002). Las elasticidades de sustitución miden el porcentaje de cambio en las relaciones entre pares de factores como respuesta a los cambios en los precios relativos y toman valores positivos para los factores sustitutos y negativos para los complementarios.

*Las elasticidades estimadas corresponden a los parámetros obtenidos una vez depurado el sesgo del cambio tecnológico.* Se observa que las elasticidades de demanda con respecto al precio propio son negativas, lo que va de acuerdo con la teoría económica y con las condiciones de curvatura de la función de costos. Las elasticidades de sustitución resultan positivas indicando que los factores son sustitutos en producción, también señalan que el proceso de producción no es separable entre los diferentes factores de producción. La separabilidad implicaría (*inter alia*) que las elasticidades parciales de sustitución de un determinado factor, respecto de los demás factores productivos, presenten el mismo valor (las elasticidades de sustitución tampoco toman un valor igual a uno, o valores constantes, como ocurriría en las formulaciones más restrictivas Cobb-Douglas y CES).

## 7. Conclusiones

En este trabajo, se realizan estimaciones de la productividad total de los factores para el sector agropecuario argentino durante el período 1955-2003.

Uno de los métodos empleados con más frecuencia para medir la productividad es la propuesta de contabilidad del crecimiento a través de números índices. Dicha metodología plantea, sin embargo, algunos supuestos restrictivos, como el de neutralidad del cambio tecnológico en el sentido de Hicks.

Los índices Tornqvist-Theil utilizados para medir el crecimiento de la productividad total de los factores, en el caso de observaciones en tiempo discreto, emplean las participaciones observadas de los factores en el costo como ponderadores de los cambios en las cantidades de los factores. No obstante, estos índices proporcionarían una estimación insesgada del indicador sólo si el cambio tecnológico fuera neutral en el sentido de Hicks.

En este trabajo se utiliza una metodología alternativa para obtener participaciones en el costo con tecnología constante y disponer, así, de un índice más confiable que sirva para calcular la productividad. A tal fin, se estima el sesgo del cambio tecnológico a través de un modelo planteado en la forma de espacio-estado (*state-space*) con componentes no observables. Luego se depuran las participaciones observadas en el costo por el sesgo del cambio tecnológico correspondiente a cada factor, a manera de obtener participaciones en el costo con tecnología constante.

Los resultados de las estimaciones muestran que, el índice convencional sobre estimaría la caída en la productividad observada en el sector agropecuario argentino (con el PIB sectorial a precios constantes) durante los últimos cincuenta años (1955-2003). Mientras que con el índice convencional la productividad se reduce 0.941% anual promedio, con el índice ajustado por el sesgo del cambio tecnológico la caída sería de 0.005% anual promedio.

Al considerar la producción de cereales y de oleaginosas como indicador del producto en lugar del PIB sectorial (y al tomar los mismos ponderadores de los factores que en la producción agregada) se registra, en cambio, una tasa positiva de crecimiento de la productividad total de los factores durante el período analizado (2.279% anual promedio).

Los parámetros del modelo permiten también estimar las elasticidades-precio de demanda y las elasticidades de sustitución Morishima entre los factores. Se observa que las elasticidades-precio propio de demanda presentan el signo correcto de acuerdo con la teoría económica (valores negativos), mientras que las elasticidades de sustitución reflejan que los factores resultan sustitutos en producción.

## Bibliografía

- Ahearn, M. *et al.* (1998). *Agricultural Productivity in the US, Agricultural Information Bulletin*, núm. 740, USDA, Washington.
- Archibald, S. y L. Brandt (1991). A Flexible Model of Factor Biased and Technological Change: An Application to Japanese Agriculture, *Journal of Development Economics*, (35), 127-145.
- Arnade, C. (1997). Using a Programming Approach to Measure International Agricultural Efficiency and Productivity, *Journal of Agricultural Economics*, (49), 67-84.

- Bailey, A., K. Balcombe y J. Morrison (2001). *Modelling Technical Change Biases: A Comparison of Proxy Variable and Stochastic Latent Variable Approaches to the Measurement of Technology Biases in South African Agriculture*, (mimeo).
- Balcombe, K. *et al* (2000). Stochastic Biases in Technical Change in South African Agriculture, *Agrekon*, (39), diciembre.
- Balcombe, K., X. Irz y A. Bailey (2003). *An Application of the Stochastic Latent Variable Approach to the Correction of Sector Level TFP Calculations in the Face of Biased Technological Change*, (mimeo).
- Binswanger H. (1978). Measured Biases of Technical Change: The US, en H. Binswanger y V. Ruttan (comps.), *Induced Innovation, Technology, Institutions and Development*, Johns Hopkins University Press.
- (1974a). The Measurement of Technical Change Biases with Many Factors of Production, *American Economic Review*, (64), diciembre.
- (1974b). A Cost Function Approach to the Measurement of Elasticities of Factor Demand and Elasticities of Substitution, *American Journal of Agricultural Economics*, (56), 377-386.
- Blackorby, C. y R. Russell (1989). Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up? A comparison of the Allen-Uzawa and Morishima Elasticities, *American Economic Review*, (79), 882-888.
- Chambers, R. (1988). *Applied Production Analysis: A Dual Approach*, Cambridge University Press.
- Clark, S. y C. Youngblood (1992). Estimating Duality Models with Biased Technical Change: A Time Series Approach, *American Journal of Agricultural Economics*, (74), 353-360.
- Elias, V. (1985). *Government Expenditures on Agriculture and Agricultural Growth in Latin America*, IFPRI núm. 50, International Food Policy Research Institute, Washington.
- Esposti, R. y P. Pierani (1997). *The Source of Technical Change in Italian Agriculture: A Latent Variable Approach*, University of Wisconsin-Madison.
- Felipe, J. y J. McCombie (2001). Biased Technical Change, Growth Accounting and the Conundrum of the East Asian Miracle, *Journal of Comparative Economics*, (29), 542-565.
- Ferguson, Ch. (1968). Neoclassical Theory of Technical Progress and Relative Factor Shares, *Southern Economic Journal*, (34), 490-540.
- y J. Moroney (1969). The Sources of Change in Labors Relative Share: A Neoclassical Analysis, *Southern Economic Journal*, (35), 308-322.
- Fulginiti, L. y P. Perrin (1999). Have Price Policies Damaged LDC Agricultural Productivity? *Contemporary Economic Policy*, (17), 469-475.
- (1997). LDC Agriculture: Non-parametric Productivity Indexes, *Journal of Development Economics*, (58), 373-390.
- Hayami, Y. y V. Ruttan (1985). *Agricultural Development: An International Perspective*, 2da. ed., Johns Hopkins University Press.
- Hicks, J. (1932). *The Theory of Wages*, 1a. ed., Macmillan.
- Hsieh Chang-Tai (2000). *Measuring Biased Technology*, Princeton University, <http://www.wws.princeton.edu/chsieh/DIVISIA4.pdf>
- Huang, K. (1991). Factor Demands in the US Food-Manufacturing Industry, *American Journal of Agricultural Economics*, (73), 615-620.

- Hulten, Ch. (1973). Divisia Index Numbers, *Econometrica*, (41), 1017-1025.
- Kohli, U. (1994). Technological Biases in US Aggregate Production, *Journal of Productivity Analysis*, (5), 5-22.
- Lambert, D. y J. Shonkwiler (1995). Factor Bias under Stochastic Technical Change, *American Journal of Agricultural Economics*, (77), 578-590.
- Leontief, W. (1947). Introduction to the Theory of the Internal Structure of Functional Relationship, *Econometrica*, (15), 361-373.
- (1943). A Note on the Interrelation of Subsets of Independent Variables of a Continuous Function with Continuous Partial Derivatives, *Bulletin of the American Mathematical Society*, (53), 343-350.
- Lim, H. y R. Shumway (1997). Technical Change and Model Specification: US Agricultural Production, *American Journal of Agricultural Economics*, (79).
- Mundlak, Y. y R. Domenech (1986). Estadísticas de la evolución económica de la Argentina, 1913-1984, *Estudios*, julio-septiembre.
- Murgai, R. (2001). The Green Revolution and the Productivity Paradox: Evidence from the Indian Punjab, *Agricultural Economics*, (25), 199-209.
- Nelson, R. y H. Pack (1999). The Asian Miracle and Modern Growth Theory, *The Economic Journal*, (109), 416-436.
- Nghiép, L. T. (1979). The Structure and Changes of Technology in Prewar Japanese Agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, (61), 687-692.
- Olmstead, A. y P. Rhodes (1993). Induced Innovation in American Agriculture: A Reconsideration, *Journal of Political Economy*, (101), 100-118.
- Rodrik, D. (1997). *TFP Controversies, Institutions and Economic Performance in East Asia*, NBER, WP, 5914.
- Ruttan, V. (2002). Productivity Growth in World Agriculture: sources and Constraints, *Journal of Economic Perspectives*, (16), 161-184.
- Sharma, S. (2002). The Morishima Elasticity of Substitution for the Variable Profit Function and the Demand for Imports in the United States, *International Economic Review*, (43), febrero.
- Solow, R. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function, *Review of Economics and Statistics*, (39), 312-320.
- Stevenson, R. (1980). Measuring Technological Bias, *American Economic Review*, (70), 162-173.
- Trueblood, M. y J. Coggins (2001). *Intercountry Agricultural Efficiency and Productivity*, (mimeo).



## Anexo

### Descripción de las series y fuentes de los datos utilizados

Se construyeron índices de precios y de cantidades para los insumos (fertilizantes, tierra, maquinarias y mano de obra), mientras que las series de insumos y de producto (s) fueron normalizadas a uno para el año 1970. Las fuentes de los datos son las siguientes:

#### *Nivel de producción*

La producción agregada corresponde al PIB del sector agricultura, caza y extracción de madera, a precios de 1993. El resto del período anterior a esa fecha se obtuvo empalmado hacia atrás la serie de PIB a precios de 1993 con las series de PIB a precios de 1986, 1970 y 1960, respectivamente, a través de las correspondientes variaciones. En el caso de los cereales y de las oleaginosas se calculó un índice de producción de sus cultivos valuado a precios del año 1970.

#### *Fertilizantes*

Las cantidades representan los datos de consumo de fertilizantes publicados por la FAO. Los precios reflejan los valores promedios anuales en dólares por tonelada de urea, roca fosfórica y potasio, publicados por el FMI (se calculó un promedio ponderado de estos precios considerando una participación de 0.80 para urea, 0.15 para fósforo y 0.05 para potasio). Los precios en dólares fueron convertidos a pesos empleando el tipo de cambio promedio anual y una tarifa explícita promedio de importación.

#### *Tierra*

El área sembrada se aproximó mediante la superficie cultivada de cereales y oleaginosas. Los precios de la tierra provienen de estimaciones de Mundlak y Domenech (1986) y de series publicadas por *La Nación*, correspondientes a ventas de campos en dólares (los que fueron convertidos a pesos utilizando el tipo de cambio promedio anual).

*Maquinarias*

Las cantidades representan el acervo de tractores estimados por Elías (1985), en caballos de fuerza, y por la FAO. Los precios de la maquinaria corresponden a los precios implícitos de la inversión en equipo durable de producción (o, en su defecto, de la inversión bruta interna) provenientes de las cuentas nacionales.

*Mano de obra*

Las cantidades indican la mano de obra ocupada estimada a partir de los datos de población activa en el sector agropecuario, publicados por la FAO (para tal efecto, se consideró una tasa de desocupación sectorial del 6% anual). Los salarios provienen de estimaciones de Mundlak y Domenech (1986) y de datos publicados por el Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, INTA, y el Ministerio de Economía (*Informe económico trimestral*).

*Deflactor de precios*

Los precios de los insumos fueron deflactados por el índice de precios al por mayor agropecuarios, a fin de expresarlos en términos reales (ver Binswanger, 1974a, b).

*Gastos de investigación en el sector agropecuario*

Se basan en el trabajo de Elías (1981) y en estimaciones realizadas a través de los gastos nacionales en ciencia y técnica relativos al gasto público consolidado del sector público en moneda constante. Debido a los efectos rezagados de dichos gastos sobre el sector agropecuario, se emplearon en las estimaciones promedios simples autorregresivos de orden cinco.

*Términos de intercambio domésticos del sector agropecuario*

Corresponden a la relación entre los precios al por mayor agropecuarios y los no agropecuarios totales.