

FUNCIONES DE PRODUCCION
PARA LA ECONOMIA ARGENTINA 1950 - 1973 *
PROGRESO TECNICO, ESTRUCTURA DE IMPORTACION
Y DISTRIBUCION DEL INGRESO

El trabajo aquí presentado es resultado de una investigación del proceso productivo en Argentina. El mismo debería contribuir a explicitar las características del desarrollo económico del país desde los años cincuenta hasta nuestros días. Por otra parte, la instrumentación de una política económica se puede valer de la información resultante, tanto en el ámbito de la producción como de la distribución. El comercio exterior, y especialmente las importaciones de ciertos insumos, así como el progreso técnico desempeñaron durante el período estudiado un rol relevante en el proceso de producción y distribución; ambos ocupan consecuentemente un lugar destacado en el marco de la investigación empírica. Al análisis del proceso productivo subyace una delimitación conceptual de los términos que conforman el marco teórico del trabajo; éste no será aquí expuesto, no obstante lo cual diremos que la función Cobb-Douglas y la función CES ocupan un primer plano. La incorporación del factor "t" dinamiza las funciones de producción caracterizadas como "estáticas" según los parámetros de asignación y distribución. La consideración del progreso técnico plantea el problema de su cuantificación así como definir su orientación y consecuencias sobre la distribución del ingreso. En este contexto, es imprescindible cuantificar la elasticidad de sustitución. La distribución del ingreso, por su parte, depende

* El presente trabajo constituye la síntesis de una investigación realizada, entre los años 1977 y 1979, en el Instituto de Política Industrial y de los Transportes de la Universidad de Bonn (RFA), gracias a una beca otorgada por el Servicio Alemán de intercambio Académico (DAAD). Sus resultados están publicados en alemán bajo el título "Technischer Fortschritt, Einkommensverteilung und Importstruktur in makroökonomischen Produktionsfunktionen gezeigt am Beispiel Argentiniens" (ed. Gesellschaft für Wirtschafts- und Verkehrswissenschaftliche Forschung e. V., Bonn, 1980). El autor aprovecha la oportunidad para agradecer al Director del mencionado Instituto, Profesor Dr. Dr. H. e. F. Voigt por el valioso apoyo que le brindó, así como a su colaborador Dr. M. Zachcial por haber leído el trabajo y contribuido a mejorarlo.

El trabajo aquí propuesto fue presentado en la XVa. Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Mar del Plata, noviembre 1980.

de las relaciones de mercado; las elasticidades de producción son aptas para determinar el grado de monopolio en el mercado de bienes y factores.

Delimitadas las variables incorporadas a la función de producción, se procede al cálculo de ésta comenzando con la estimación de las elasticidades de producción factoriales, empleando para ello una función Cobb-Douglas. La estimación se realiza tanto a nivel global, con incorporación alternativa de las importaciones como un tercer factor, como a nivel sectorial (agricultura, industria manufacturera, minería e industria de la construcción, sector terciario). Tomando como base las elasticidades de producción estimadas, se intentó separar, para el mismo nivel de desagregación, el efecto sustitución y progreso técnico. De esta manera, resulta inmediatamente una estimación de la tasa de crecimiento de la productividad de la mano de obra, la que, sin duda, es una magnitud más comprensible que el progreso técnico. El procedimiento de cálculo empleado es de tipo residual. Partiendo de la premisa que el progreso técnico sea mensurable, se realizan junto al análisis residual estimaciones econométricas. Los resultados no coinciden en todos los casos, pues a ambos métodos subyacen supuestos metodológicos diferentes. La elasticidad de sustitución para la economía nacional y la agricultura, así como para los sectores más importantes de la industria manufacturera en el período 1950-1973 resulta después de la estimación del coeficiente de regresión de la función CES. Finalmente, para toda la economía en el período 1950-1973, se intenta constatar la clase de progreso técnico.

La disponibilidad de material estadístico se ha revelado como la mayor dificultad de esta investigación. Ante todo, hay que mencionar la escasez de series apropiadas para el factor capital. Se trata de estimaciones que, por un lado, cubren sólo parcialmente el período investigado y, por otra parte, no están tampoco disponibles para todos los sectores. En consecuencia, se debió elaborar una serie ad hoc para el período considerado. Sin embargo, esto fue sólo posible a nivel macroeconómico y a partir de valores anuales para inversión neta. Con este proceder, es muy probable que el factor capital haya sido sobreestimado. En el caso del factor trabajo aparecen dificultades estadísticas antes bien de tipo cualitativo. Junto a la suma de salario, y al número de ocupados, se debiera haber tomado en consideración el tiempo de trabajo, para de esta forma incluir, a través de una variable adicional, el verdadero insumo del factor trabajo. Las dificultades estadísticas representan quizás la principal limitación del análisis. Los resultados de cálculo y estimación obtenidos se deben interpretar, en consecuencia, con cuidado.

I. PRINCIPIOS DE MEDICIÓN

1. Rendimientos a escala y progreso técnico

Se distingue entre progreso técnico y rendimientos a escala, en tanto el progreso técnico provoca un crecimiento de la producción que no está referido a incrementos en las cantidades insumidas de los factores o bien

a una variación cualitativa por ellos desencadenada. Considerada una función Cobb-Douglas-Tinbergen (1):

$$Y_t = f(K_t, L_t, t) \quad \text{o bien: } Y_t = B_t \cdot L_t^{\alpha_t} \cdot K_t^{\beta_t}$$

Nuestro interés consiste en determinar los valores de B_t , α_t y β_t ; se supone primero que estas magnitudes son constantes, esto es que no existe progreso técnico. El modelo de regresión en forma logarítmica:

$$\log Y_t = \log B + \alpha \cdot \log L_t + \beta \cdot \log K_t + u_t$$

Para valores dados de Y_t , L_t y K_t y mediante el método de mínimos cuadrados estamos en condiciones de estimar los parámetros B , α y β . Se determina el grado de homogeneidad de la función de producción. Los valores estimados de α y β representan las cuotas de ingreso de trabajo y capital.

En el próximo paso abandonamos el supuesto de la constancia de B_t , esto es, se introduce el progreso técnico en la función de producción. Tomando:

$$B_t = c \cdot e^{\lambda \cdot t}$$

con " λ " equivalente a tasa de crecimiento de progreso técnico y manteniendo el supuesto de α_t y β_t constantes, la función de producción resulta ahora de la forma:

$$Y_t = c \cdot e^{\lambda \cdot t} \cdot L_t^{\alpha} \cdot K_t^{\beta}$$

Para estimar " λ " tenemos a disposición dos procedimientos. Primero a través del modelo de regresión:

$$\log Y_t = \log c + \lambda \cdot t + \alpha \cdot \log L_t + \beta \cdot \log K_t + u_t$$

donde el análisis de regresión se efectúa como en el caso anterior. Segundo, mediante el empleo de una función Cobb-Douglas-Solow (2):

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \frac{\partial f}{\partial L_t} \cdot \frac{L_t}{f} \cdot \frac{\dot{L}_t}{L_t} + \frac{\partial f}{\partial K_t} \cdot \frac{K_t}{f} \cdot \frac{\dot{K}_t}{K_t} + \frac{1}{f} \cdot \frac{\partial f}{\partial t}$$

Expresado en términos de tasas de crecimiento:

$$w_Y = \alpha \cdot w_L + \beta \cdot w_K + \lambda_t$$

Finalmente:

$$\lambda_t = w_Y - \alpha \cdot w_L - \beta \cdot w_K$$

donde: α , β y λ_t tienen igual significado, w_Y : tasa de crecimiento del producto y w_L y w_K : tasas de crecimiento de los factores trabajo y capital (medidos en unidades físicas).

(1) TINBERGEN, J., Zur Theorie der langfristigen Wirtschaftsentwicklung, Weltwirtschaftliches Archiv, t. 55, 1942, pág. 511.

(2) SOLOW, R. M., Technical Change and the Aggregate Production Function, Review of Economic Studies, t. 39, 1957, pág. 312.

Este método, que reproduce el progreso técnico como una magnitud residual, tiene las ventajas de facilitar una verificación empírica y, como se emplean tasas de crecimiento, permite efectuar la determinación de λ_t , sin que sea necesario disponer de una serie temporal completa para Y_t , L_t , y K_t . Pero tiene la desventaja de requerir la necesidad de disponer de las elasticidades de producción de los factores. Aquí se puede o bien intentar una estimación de α y β , o bien hacer un supuesto sobre la elasticidad de escala (normalmente la estipulación a priori de que $\alpha + \beta = 1$). El primer procedimiento supone que progreso técnico y rendimiento a escala son plenamente separables, lo cual no corresponde totalmente a la realidad. Si se procede de esta manera (y aquí seguimos este método), debemos contentarnos con resultados que no son absolutamente confiables. El segundo procedimiento, sin embargo, tropieza con dificultades aún mayores.

2. Sustitución y progreso técnico

El punto de partida es una función Cobb-Douglas-Solow, que puede ser formulada como sigue (3):

$$\frac{\dot{Y}_t/\dot{L}_t}{Y_t/L_t} = \frac{1}{f} \cdot \frac{\partial f}{\partial t} + \beta \cdot \frac{(\dot{K}/L)}{(K/L)} \quad \text{o bien:} \quad \frac{\dot{y}_t}{y_t} = \lambda_t + \beta \cdot \frac{\dot{k}}{k}$$

Expresado en tasas de crecimiento:

$$w = \lambda_t + \beta \cdot \frac{w}{k_t}$$

donde: \dot{y}_t/y_t : tasa de crecimiento de la productividad del trabajo, λ_t : tasa de crecimiento del progreso técnico, β : elasticidad de producción

del capital y $\frac{\dot{k}}{k}$ tasa de crecimiento de la intensidad del capital.

La tasa de crecimiento de la productividad de la mano de obra es de esta manera, el resultado del efecto progreso (λ_t) y del efecto sustitución ($\beta \cdot \frac{w}{k_t}$), el que aparece como una magnitud residual.

3. Elasticidad de sustitución

Hasta ahora supusimos la elasticidad de sustitución igual a uno y, por lo tanto, constante. La búsqueda de la elasticidad de sustitución, que es indispensable tanto para la determinación de la distribución del ingreso así como para la caracterización del progreso técnico, sólo es posible a par-

(3) SCHMID, J. W., Der technische Fortschritt. Begriff und Probleme seiner Messung in der Nationalökonomie heute, Tesis doctoral, Munich, 1967.

tir de la función CES (4). Se parte de una función de la forma (5):

$$Y = B \cdot \left\{ (1-\varepsilon) \cdot L^{-\rho} + \varepsilon \cdot K^{-\rho} \right\}^{-1/\rho}$$

Dividiendo por L y elevando a la potencia ρ resulta:

$$B^{-\rho} \cdot \left(\frac{Y}{L}\right)^{\rho} = \left\{ (1-\varepsilon) + \varepsilon \cdot \left(\frac{K}{L}\right)^{-\rho} \right\}^{-1}$$

donde: Y/L producto per cápita y K/L intensidad de capital.

Siendo que los factores de producción son remunerados a sus productividades marginales, se puede escribir:

$$w = \frac{\delta Y}{\delta L} = B \cdot (1-\varepsilon) \cdot \left\{ \varepsilon \cdot \left(\frac{K}{L}\right)^{-\rho} + (1-\varepsilon) \right\}^{-1/\rho - 1}$$

Si se introduce el producto per cápita:

$$w = (1-\varepsilon) \cdot \left(\frac{Y}{L}\right) \cdot \left\{ \varepsilon \cdot \left(\frac{K}{L}\right)^{-\rho} + (1-\varepsilon) \right\}^{-1}$$

o bien

$$\frac{Y}{L} = w \cdot \frac{1}{(1-\varepsilon)} \cdot \left\{ \varepsilon \cdot \left(\frac{K}{L}\right)^{-\rho} + (1-\varepsilon) \right\}$$

y si, además, se introduce:

$$\left(\frac{Y}{L}\right)^{\rho} = B^{\rho} \cdot \left\{ \varepsilon \cdot \left(\frac{K}{L}\right)^{-\rho} + (1-\varepsilon) \right\}^{-1}$$

(4) ARROW, K. J., CHENERY, H.B., MINHAS B.S. y SOLOW R.M., Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency, Review of Economic Studies, t. 43, 1961, pág. 225.

(5) FERGUSON, C.E., Time-Series Production Functions and Technological Progress in American Manufacturing Industry, Journal of Political Economy, vol. 73, 1965, pág. 135.

se obtiene

$$\left(\frac{Y}{L}\right)^{\rho+1} = B^{\rho} \cdot w \cdot \frac{1}{(1-\varepsilon)}$$

Aplicando logaritmos y agregando un término estocástico, obtenemos:

$$\log\left(\frac{Y}{L}\right) = \frac{1}{(\rho+1)} \cdot \log\left\{\frac{B^{\rho}}{(1-\varepsilon)}\right\} + \frac{1}{(\rho+1)} \cdot \log w + u_t$$

donde el coeficiente de regresión $(\rho+1)$ representa una estimación de la elasticidad de sustitución entre los factores trabajo y capital.

Si el material estadístico consiste de series temporales, este modelo de regresión se puede aplicar sólo en caso de que se levante el supuesto de la constancia de B . Se toma, por ejemplo, $B = e^{\lambda \cdot t}$ donde " λ " representa la tasa de progresión técnico neutro (6), resulta entonces:

$$\log\left(\frac{Y}{L}\right) = \frac{1}{1+\rho} \cdot \log\left\{e^{(\lambda \cdot t)^{\rho}} \cdot \frac{1}{(1-\varepsilon)}\right\} + \frac{1}{1+\rho} \cdot \log w + u_t$$

$$\log\left(\frac{Y}{L}\right) = \frac{1}{1+\rho} \cdot \log e^{\lambda \cdot t \cdot \rho} + \log \frac{1}{(1-\varepsilon)} + \frac{1}{1+\rho} \cdot \log w + u_t$$

o bien

$$\log\left(\frac{Y}{L}\right) = \frac{1}{(1+\rho)} \cdot \log(1-\varepsilon) + \frac{1}{(1+\rho)} \cdot \log w + \frac{\rho}{(1+\rho)} \cdot \lambda \cdot t + u_t$$

De esta manera obtenemos una estimación para la elasticidad de sustitución y para la tasa de crecimiento del progreso técnico.

4. Clase de progreso técnico

Hasta aquí se ha supuesto o bien ningún progreso técnico o bien progreso técnico neutro. Para averiguar el desvío del progreso técnico, se estima el parámetro de distribución " ε " de una función CES. De la misma resulta:

$$\frac{\partial Y / \partial L}{\partial Y / \partial K} = \left(\frac{1-\varepsilon}{\varepsilon}\right) \cdot \left(\frac{K}{L}\right)^{\rho+1}$$

(6) Idem.

Siendo los factores remunerados a sus productividades marginales:

$$\frac{\delta Y / \delta L}{\delta Y / \delta K} = \frac{w}{r} = \left(\frac{1 - \varepsilon}{\varepsilon} \right) \cdot \left(\frac{K}{L} \right)^{\rho + 1}$$

Aplicando logaritmos y agregando un término estocástico a la regresión (7):

$$\log \left(\frac{w}{r} \right) = \log \left(\frac{1 - \varepsilon}{\varepsilon} \right) + (\rho + 1) \cdot \log \left(\frac{K}{L} \right) + u_t$$

o bien

$$\log \left(\frac{\varepsilon}{1 - \varepsilon} \right) = \log \left(\frac{r}{w} \right) + (\rho + 1) \cdot \log \left(\frac{K}{L} \right) + u_t$$

Si la intensidad de capital permanece constante, cada aumento de "ε" significa un incremento de la productividad del capital en comparación con la productividad del trabajo. Es el progreso técnico ahorrador de trabajo, según Hicks. Para valores dados de "r", "w", "ρ", un aumento de "ε" implica un aumento de la intensidad de capital y viceversa. Es el progreso técnico no neutro, según Harrod (8). En este punto aparecen dos dificultades: a) El parámetro de distribución "ε" debe ser estimado para cada período. Para ello, se debe disponer de series completas de capital y trabajo. b) En la realidad, ni la intensidad de capital ni la productividad marginal del capital son constantes. Sin embargo, el supuesto de su constancia subyace a los conceptos de neutralidad del progreso técnico de Hicks y Harrod respectivamente (9).

II. ANÁLISIS EMPÍRICO

1. Delimitación conceptual de las variables

La demarcación de las variables depende ante todo del objeto de análisis. El material estadístico disponible, así como las propiedades del objeto a investigar, son igualmente significativas.

Dado que el propósito de este trabajo es analizar la función de producción macroeconómica, pero asimismo el proceso de producción de los diferentes sectores, el PBI a costo de factores se ofrece, al menos por consi-

(7) DIWAN, R.K., An Empirical Estimate of the Elasticity of Substitution Production Function, Indian Economic Journal, vol. 12, 1964/65, pág. 347.

(8) FERGUSON, C.E., op. cit., pág. 135.

(9) Cfr. HICKS, J.R., The Theory of Wages, Londres, 1963 y HARROD, R.F., Economics Dinamics, Londres, 1973.

deraciones prácticas, como variable a explicar. De esta manera se garantiza cierta comparabilidad del análisis macroeconómico y sectorial. Sin embargo, el PBI a costo de factores representa la producción global sólo en forma incompleta. Por ello se introdujo en el cálculo el volumen de importaciones como variable independiente, con lo que la demanda global (suma de consumo, inversión bruta interna y exportaciones) o bien la oferta global (suma del PBI a precios de mercado y las importaciones) fue considerada como medida completa de la producción total (10).

Bajo el concepto de dotación de capital se entiende todos los medios durables de producción, tales como edificios y maquinarias. Aquí aparecen dos dificultades. Por una parte, la que se relaciona con la obtención del material estadístico necesario. En Argentina, no existe una estadística de dotación de capital; las estimaciones disponibles cubren sólo parcialmente el período de estudio (11). Dado que es deseable por razones económicas y estadísticas abarcar todo el período de investigación, pero, como las estimaciones existentes quedan sujetas a error, hemos realizado una estimación de la dotación de capital para el período 1950-1973, según el procedimiento de Koyck y Kuhlo (12). Sin embargo, ya que no están disponibles datos de inversión neta sectorial, se debe asumir para cada sector las fuentes de error ligadas a las estimaciones existentes de dotación de capital. Por otra parte, surgen dificultades vinculadas con el grado de utilización del capital. En caso de determinación de la capacidad ociosa, según un procedimiento presentado por Krenzel (13), el coeficiente de capital más bajo que haya sido calculado para el período considerado se compara con el coeficiente de capital de los años correspondientes. El resultado se designa como coeficiente de utilización. Ya que en el presente trabajo se parte de una dotación de capital no depurada por el grado de capacidad ociosa, los resultados se deberán interpretar relacionados con el correspondiente coeficiente de utilización.

Como factor trabajo se incorpora la correspondiente suma salarial (salario medio anual multiplicado por el número de ocupados). De esta manera se obtiene una cierta homogeneidad, en el sentido que tanto las variables explicativas como las a explicar son magnitudes de valor.

(10) GEHRIG, G. y KUHLO, K.Ch., *Ökonometrische Analyse des Produktionsprozesses Ifo-Studien*, Zeitschrift des Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung, año 7, 1961, pág. 175.

(11) CEPAL, *El desarrollo económico de la Argentina*, Santiago de Chile, 1958; FIEL, *La capitalización de los distintos sectores de la actividad económica argentina. Análisis del producto en la Argentina y sus perspectivas*, Buenos Aires, 1963.

(12) KOYCK, L. M. y KUHLO, K. Ch., *Die Produktionsfunktionsberechnung bei fehlerhafter und fehlender Sachkapitalbestandsstatistik*, Ifo-Studien, Zeitschrift des Ifo Institut für Wirtschaftsforschung, año 2, 1965, pág. 157.

(13) KRENGEL, R., *Wachstumskomponenten der deutschen Industrie. Ein Quantifizierungsversuch*, Konjunkturpolitik, 1959.

La incorporación de las importaciones a la función de producción ha sido propuesta y ejecutada por Gehrig y Kuhlo (14). Dado que durante el período investigado la economía argentina en general y el sector industrial en particular ha dependido de la importación de determinados insumos, parece conveniente analizar qué efecto han tenido las importaciones sobre el proceso de producción. Por importación se entiende aquí la totalidad de las importaciones de bienes y servicios, excluidos los bienes de inversión (15). Estos últimos han sido ya considerados como parte de la inversión bruta interna y contenidos así en el factor de producción capital.

La delimitación del factor importación exige un tratamiento más preciso. La importación de bienes de inversión representó en promedio para el período 1950-1969 casi el 44 % de todas las importaciones; alcanzó un máximo en 1962 (80,1 %) y su valor más bajo en 1959 (20,6 %) (16). De acuerdo con la definición, quedan las importaciones de bienes consumo, materias primas, productos intermedios y servicios. Los bienes de consumo importados podrían ser despreciados tomando en consideración su desarrollo histórico en el período analizado. Podrían también ser agregados a los medios de producción importados, "dado que los bienes de consumo importados están 'terminados' sólo en sentido técnico, y alcanzan el estadio económico de un producto final únicamente a través del procesamiento en las empresas domésticas de transporte y comercialización" (17). La serie empleada para la investigación reproduce las materias primas, productos intermedios y servicios importados. Una diferenciación más amplia, deseable, tropieza con la escasez de datos. Pero la influencia de las importaciones sobre el proceso de producción en el caso de una función Cobb-Douglas no puede ser analizada sin previamente tomar en consideración la crítica planteada por Helmstädter (18). Aunque motivo de la crítica fue, en primera línea, el resultado de una investigación llevada a cabo por Gehrig y Kuhlo, (una elasticidad de escala mayor a uno), aquella se ha ampliado en el sentido que se pone en duda la posibilidad de incorporar las importaciones como factor de producción a la función Cobb-Douglas. Punto central de la crítica es, en efecto, el supuesto de una perfecta sustituibilidad, lo que para el caso de las importaciones parece ser apenas conveniente. Si las importaciones son insustituibles para el proceso de producción, se puede concluir que las mismas se incorporan a la producción en una proporción más o menos fija, y en este caso sería quizá

(14) GEHRIG, G.; KUHLO, K.Ch., op.cit., pág. 175.

(15) Idem.

(16) BCRA, Sistema de cuentas del producto e ingreso de la Argentina, vol. II, 1975, Buenos Aires. BCRA, Origen de producto y composición del gasto nacional. Suplemento del Boletín estadístico, nº 6, Buenos Aires, 1966.

(17) GEHRIG, G. y KUHLO, K. Ch., op. cit., pág. 175.

(18) HELMSTADTER, E., 'Steigende Skalenerträge der deutschen Wirtschaft?', Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, vol. 175, 1963, pág. 473.

más adecuada una función del tipo Walras-Leontief. Los resultados de cálculo permiten, no obstante, aceptarla como una solución aproximada.

2. Material estadístico

El cálculo de la función de producción se refiere al período 1950-1973. En cambio, el análisis sectorial se limita a los años 1950-1963. El material utilizado está elaborado por el Banco Central de la R. Argentina (19). Se compone de series temporales. Las variables medidas en pesos están valuadas a precios constantes (20).

En relación con la dotación del capital se estimó, según el método de Koyck y Kuhlo (21), una serie para el capital neto. El punto de partida fue una estimación de la dotación de capital existente para el año 1950 (22). Sin embargo, esta estimación es defectuosa: la magnitud del error es desconocida. La estadística de inversión neta real se compone de inversiones en construcción y equipo. Las variaciones en existencia no se toman en consideración. Las reparaciones se calculan como inversión sólo parcialmente (23). De esta forma se accede a la inversión bruta fija, cuya estadística está disponible (24). Finalmente, se calcularon las inversiones sustitutivas; las depreciaciones se obtuvieron a partir del coeficiente de depreciación total (25).

Para generar una serie de capital neto se parte de:

$$K_t = K_0 + \sum_{i=0}^{t-1} I_i \quad \text{o bien} \quad K_t = K_0 + \sum_{i=0}^{t-1} (I_i - D_i)$$

Si se consideran las inversiones brutas (I^R), en lugar de las inversiones netas (I^N), resulta entonces:

$$K_t = K_0 + \sum_{i=1}^t (I^R - D)_{t-1}$$

(19) BCRA, Sistema de cuentas del producto e ingreso de la Argentina, vol. II, Buenos Aires, 1975.

(20) Idem. Para el PBI a costo de factores, cuadro 39, págs. 128-131; la producción global, que equivale al PBI a precios de mercado más importaciones de bienes y servicios: cuadro 36, págs. 122-123; el PBI sectorial a costo de factores: cuadro 33, págs. 116-117; y el PBI global y sectorial p.c. a costo de factores: cuadro 39, págs. 128-131, cuadro 47, págs. 164-165 y cuadro 53, pág. 180.

(21) Op. cit., pág. 157.

(22) FIEL, La capitalización de los distintos sectores de la actividad económica argentina. Análisis del producto en la Argentina y sus perspectivas. Buenos Aires, 1963.

(23) Cfr. GEHRIG, G. y KUHLO, K. Ch., Eine Zeitreihe für den Sachkapitalbestand (1925 bis 1938 und bis 1957), Ifo-Studien, Zeitschrift des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, año 7, 1961, pág. 7.

(24) BCRA, op.cit., cuadro 38, págs. 126-127.

(25) Idem, cuadro 54, pág. 18.

La serie para el capital neto resultante (26), permite calcular los exponentes de potencia de una función Cobb-Douglas con gran exactitud. El término absoluto, en cambio, difiere del verdadero valor (27).

Dado que los datos de inversión sectorial no están disponibles, el método recién descrito no se puede emplear. Se trabajó entonces con estimaciones existentes (28), lo que obligó a abreviar el período de la investigación a los años 1950-1963 (29).

3. Resultados de estimación (30)

3.1. Rendimientos a escala

En lo que sigue se distingue entre un análisis global y un análisis sectorial. Mientras que este último se refiere sólo a los factores trabajo y capital, en la consideración macroeconómica también se incluyeron las importaciones.

3.1.1. Economía nacional, 1950-1973:

$$Y = 4,542 \cdot L^{0,324} \cdot K^{0,485}$$

(0,053) (0,036)

$$R = 0,9942; R^2 = 0,9884$$

$$F_R = 38,07$$

$$DW = 1,111$$

$$r(\log K \cdot \log L) = 0,889$$

3.1.2. Economía nacional: incorporación de las importaciones

3.1.2.1. Períodos 1950-1969

$$Y^* = 6,772 \cdot L^{0,232} \cdot K^{0,419} \cdot M^{0,184}$$

(0,058) (0,034) (0,037)

$$R = 0,9928; R^2 = 0,9858$$

$$F_R = 15,89$$

$$DW = 1,808$$

$$r(\log K \cdot \log L) = 0,816$$

$$r(\log K \cdot \log M) = 0,642$$

$$r(\log L \cdot \log M) = 0,572$$

(26) Apéndice, cuadro I.

(27) Cfr. BCRA, Sistema de cuentas del producto e ingreso de la Argentina: metodología y fuentes, Vol. I, Buenos Aires.

(28) BCRA, op.cit., Vol. II. Para la suma de salarios: cuadros 1 a 20 inclusive, págs. 50-89 y cuadro 45, págs. 158-159; la remuneración anual media por trabajador; cuadros 39, págs. 128-131, 49, págs. 170-171 y 52, págs. 176-179; la importación de bienes y servicios: cuadro 36, págs. 122-123, así como BCRA, Cuentas nacionales de la Argentina, Vol. III, Buenos Aires 1976, págs. 154-155 (originariamente publicado por BCRA, Origen del producto y composición del gasto nacional, Suplemento del Boletín estadístico Nº 6, junio 1968).

(29) Apéndice, cuadro 2.

(30) El cálculo fue realizado en el Regionales Hochschulrechenzentrum de la Universidad de Bonn.

La elasticidad de producción de la importación satisface la precondition de tener un valor entre cero y uno, así como una condición necesaria adicional, a saber, que su valor tiene que ser mayor que la cuota nominal de importación (31).

3.1.2.2. Período 1950-1963

$$Y^* = 0,071 \cdot L^{0,265} \cdot K^{0,812} \cdot M^{0,204}$$

(0,131) (0,074) (0,045)

$R = 0,9821; R^2 = 0,9646$
 $F_R = 4,07$
 $DW = 2,008$
 $r(\log K^* \cdot \log L) = 0,462$
 $r(\log K^* \cdot \log M) = 0,347$
 $r(\log L \cdot \log M) = 0,286$

En este cálculo se empleó el mismo material que en 3.1.2.1; los datos correspondientes al capital, sin embargo, fueron tomados de una serie estimada por FIEL (32) para el período 1950-1963. Los rendimientos crecientes a escala se podrían interpretar como el resultado de una aplicación más eficiente de los factores de producción (33). Sin embargo, ya que en comparación con los valores presentados en 3.1.2.1. sólo el coeficiente de regresión del capital es esencialmente diferente, la elasticidad de escala resultante ($\eta = 1,281$) se puede atribuir antes bien al material estadístico empleado para el cálculo. Un cierto grado de arbitrariedad no se puede excluir en la serie correspondiente a capital.

3.1.3. Agricultura, 1950-1963

$$Y = 23,603 \cdot L^{0,412} \cdot K^{0,236}$$

(0,121) (0,039)

$R = 0,8749; R^2 = 0,7654$
 $F_R = 11,51$
 $DW = 1,979$
 $r(\log K \cdot \log L) = -0,685$

3.1.4. Industria manufacturera, minería e industria de la construcción, 1950-1963

$$Y = 0,012 \cdot L^{0,728} \cdot K^{0,831}$$

(0,217) (0,096)

$R = 0,9466; R^2 = 0,8960$
 $F_R = 11,29$
 $DW = 0,603$
 $r(\log K \cdot \log L) = 0,126$

(31) GEHRING, G. y KUHLO, K. Ch., op.cit., pág. 175.

(32) Apéndice, cuadro 2.

(33) GEHRING, G. y KUHLO, K. Ch., op.cit., pág. 175.

Tanto la medida de determinación R^2 como también los coeficientes de regresión son en principio estadísticamente significativos. De hecho, $F_R = 11,29$ así como los respectivos valores t ($t_L = 3,350$ y $t_K = 8,656$) son mayores que los valores límite de $F_0 = 7,20$ y $t_0 = 3,106$. Tan pronto como el valor DW acusa autocorrelación, estas medidas de control fracasan. Para niveles de confianza de 5%, 2,% y 7% ($T = 15$), los límites inferior tabulados, $d_{L1} = 0,95$, $d_{L2} = 0,83$ y $d_{L3} = 0,70$ son, sin excepción, mayores que el valor DW calculado. En virtud de la existencia de autocorrelación y las consecuente inseguridad estadística del resultado, se pide precaución en la interpretación económica del mismo.

3.1.5. Sector terciario, 1950-1963

$$Y = 0,017 \cdot L^{0,979} \cdot K^{1,162}$$

(0,285) (0,222)

$R = 0,9549$; $R^2 = 0,9119$
 $F_R = 0,12$
 $DW = 0,984$
 $r(\log K \cdot \log L) = 0,245$

El resultado no es estadísticamente significativo ni económicamente plausible. Aunque R^2 es alto, el valor de $F_R = 0,12$ es extremadamente pequeño (al nivel de confianza $\alpha = 0,05$ es $F_0 = 3,98$ y para el nivel de confianza $\alpha = 0,01$ es $F_0 = 7,20$). Por lo tanto, no es significativa la relación lineal generada a partir de los coeficientes de regresión estimados. $t = 3,435$ y $t_K = 5,234$ son mayores que los valores de t correspondientes a la hipótesis nula ($t_0 = 3,106$), para un nivel de confianza del 1 % y 11 grados de libertad. El valor del estadístico DW está, para niveles de confianza de 1%, 2,5% y 5% ($T = 15$), entre los límites inferior y superior tabulados. No es posible ninguna afirmación definitiva en relación a la existencia de autocorrelación.

La elasticidad de producción del capital mayor que uno se puede interpretar económicamente sólo bajo condiciones muy especiales, como, por ejemplo, en caso de una desproporción considerable de las cantidades insumidas de los diferentes factores. Sin embargo, resulta transgredido el supuesto de que las elasticidades de producción deben estar entre cero y uno. Una elasticidad de escala mayor que uno es, en el sector servicios apenas interpretable. Se podría suponer que no todos los factores que toman parte en el proceso productivo fueron considerados. Corresponde aclarar que, del lado del producto, y según la metodología empleada por el BCRA, aquel está medido como salarios pagados. En este caso, el intento de ajustar una función Cobb-Douglas no es sino un intento puramente académico, irrelevante desde el punto de vista de su capacidad explicativa.

3.2. Progreso técnico y sustitución

Tomando como base las elasticidades de producción calculadas y con ayuda de las tasas de crecimiento promedio de los factores trabajo (medido en unidades físicas) y capital así como del producto, se intentó medir residualmente la tasa de crecimiento anual porcentual del progreso técnico. La tasa de progreso técnico, por una parte, y el proceso de sustitución entre factores, por la otra, nos ponen en condiciones de estimar la tasa de crecimiento de la productividad de la mano de obra.

3.2.1. Economía nacional, 1950-1973

3.2.1.1. Progreso técnico

$$\begin{aligned}\lambda_t &= w_Y - \alpha \cdot w_L - \beta \cdot w_K \\ \lambda_t &= 0,03865 - 0,324 \cdot 0,01667 - 0,485 \cdot 0,05664 \\ \lambda_t &\doteq 0,6 \%\end{aligned}$$

3.2.1.2. Productividad de la mano de obra y efecto sustitución

$$\begin{aligned}w_{yt} &= \lambda_t + \beta \cdot w_{kt} \\ w_{yt} &= 0,0058 + 0,485 \cdot 0,02472 \\ w_{yt} &\doteq 1,8 \%\end{aligned}$$

3.2.2. Economía nacional: incorporación de importaciones, 1950-1969

3.2.2.1. Progreso técnico

$$\begin{aligned}\lambda_t &= w_Y - \alpha \cdot w_L - \beta \cdot w_K - \gamma \cdot w_M \\ \lambda_t &= 0,0357 - 0,232 \cdot 0,0166 - 0,419 \cdot 0,0566 - 0,184 \cdot 0,0138 \\ \lambda_t &= 0,22 \%\end{aligned}$$

3.2.2.2. Productividad de la mano de obra y efecto sustitución

$$\begin{aligned}w_{yt} &= \lambda_t + \beta \cdot w_{kt} \\ w_{yt} &= 0,0022 + 0,419 \cdot 0,0298 \\ w_{yt} &= 1,47 \%\end{aligned}$$

3.2.3. Agricultura, 1950-1963

3.2.3.1. Progreso técnico

$$\begin{aligned}\lambda_t &= w_Y - \alpha \cdot w_L - \beta \cdot w_K \\ \lambda_t &= 0,0247 - 0,412 \cdot 0,0025 - 0,236 \cdot 0,1169 \\ \lambda_t &= -0,389 \%\end{aligned}$$

3.2.3.2. Productividad de la mano de obra y efecto sustitución

$$\begin{aligned}w_{yt} &= \lambda_t + \beta \cdot w_{kt} \\ w_{yt} &= -0,0039 + 0,236 \cdot 0,1499 \\ w_{yt} &= 3,15 \%\end{aligned}$$

3.2.4. Industria manufacturera, minería e industria de la construcción, 1950-1963

3.2.4.1. Progreso técnico

$$\lambda_t = w_Y - \alpha \cdot w_L - \beta \cdot w_K$$

$$\lambda_t = 0,0323 - 0,728 \cdot (-0,0007) - 0,831 \cdot 0,0474$$

$$\lambda_t = -0,652 \%$$

3.2.4.2. Productividad de la mano de obra y efecto sustitución

$$w_{yt} = \lambda_t + \beta \cdot w_{kt}$$

$$w_{yt} = -0,0065 + 0,831 \cdot 0,0575$$

$$w_{yt} = 4,1 \%$$

3.3. Elasticidad de sustitución

Dado que se ha trabajado con series temporales coinciden tanto las estimaciones de la elasticidad de sustitución como también de la tasa de crecimiento de progreso técnico neutro. No se puede dejar de advertir que en función de los diversos métodos empleados pueden surgir diferencias respecto a la tasa estimada de progreso, sea que aquella resulte como una magnitud residual o de un análisis de regresión: en este último caso, se supone que existen rendimientos a escala constantes.

3.3.1. Economía nacional, 1950-1973

$$\log \frac{Y}{L} = 6,754 + 0,0607 \cdot \log w + 0,0223 \cdot t$$

(0,0564) (0,0001)

$$\log \frac{Y}{L} = 6,764 + 0,0907 \cdot \log w + 0,9393 \cdot 0,0237 \cdot t$$

$$R = 0,9907 ; R^2 = 0,9815$$

$$DW = 1,189$$

Eliminada la autocorrelación, resulta:

$$\log \frac{Y}{L} = 0,020 + 0,2717 \cdot \log w - 0,0004 \cdot t$$

(0,06417) (0,0007)

$$R = 0,6891 ; R^2 = 0,4749$$

$$DW = 1,596$$

La elasticidad de sustitución estimada ($\delta = 0,2717$) es estadísticamente significativa a un nivel de confianza $\alpha = 0,01 : t \delta = 4,24 > t_0 = 2,845$.

Ya que el coeficiente estimado para el trend no es significativamente distinto de cero, la tasa de progreso técnico se puede considerar nula. Para

un nivel de confianza $\alpha = 0,05$ y $T = 23$, el valor $DW = 1.596 > d_U = 1,54$.

3.3.2. Agricultura, 1950-1973

$$\log \frac{Y}{L} = 7,675 - 0,0899 \cdot \log w + 0,01646 \cdot t$$

(0,1053) (0,0021)

$$\log \frac{Y}{L} = 7,675 - 0,0899 \cdot \log w + 1,0899 \cdot 0,0151 \cdot t$$

$$R = 0,8664 ; R^2 = 0,7507$$

$$DW = 0,602$$

Teniendo en cuenta la presencia de residuos autocorrelacionados, los resultados no pueden ser aceptados. Y tras eliminación de la autocorrelación, resulta:

$$\log \frac{Y}{L} = 0,029 + 0,1378 \cdot \log w + 0,00157 \cdot t$$

(0,0701) (0,0013)

$$\log \frac{Y}{L} = 0,029 + 0,1378 \cdot \log w + 0,8622 \cdot (-0,0018) \cdot t$$

$$R = 0,4463 ; R^2 = 0,1991$$

$$DW = 2,323$$

3.3.3. Industria manufacturera, 1950-1973

3.3.3.1. Alimentos, bebidas y tabaco

$$\log \frac{Y}{L} = 8,156 - 0,1289 \cdot \log w + 0,029 \cdot t$$

(0,1079) (0,0002)

$$\log \frac{Y}{L} = 8,156 - 0,1289 \cdot \log w + 1,1289 \cdot 0,0257 \cdot t$$

$$R = 0,9692 ; R^2 = 0,9394$$

$$DW = 0,912$$

Los residuos de la regresión están fuertemente correlacionados. Luego resulta:

$$\log \frac{Y}{L} = 0,022 + 0,1013 \cdot \log w - 0,00028 \cdot t$$

(0,1258) (0,00147)

$$R = 0,1771$$

$$DW = 2,329$$

3.3.3.2. Textil, confecciones y calzado

$$\log \frac{Y}{L} = 7,477 - 0,0155 \cdot \log w + 0,0156 \cdot t$$

(0,0669) (0,0015)

$$\log \frac{Y}{L} = 7,477 - 0,0155 \cdot \log w + 1,0155 \cdot 0,0154 \cdot t$$

R = 0,920 ; R² = 0,8483
DW = 1,254

La tasa anual de crecimiento del progreso técnico alcanza a 1,54 %. Para todos los niveles de significación, el valor DW está entre los límites superior e inferior. Por lo tanto, no se puede verificar si existe o no autocorrelación.

3.3.3.3. Madera y productos de la madera

$$\log \frac{Y}{L} = 9,262 - 0,4307 \cdot \log w + 0,0254 \cdot t$$

(0,2076) (0,0043)

$$\log \frac{Y}{L} = 9,262 - 0,4307 \cdot \log w + 0,5693 \cdot 0,0446 \cdot t$$

R = 0,7983 ; R² = 0,6372
DW = 0,810

Para un nivel de confianza $\alpha = 0,01$ y T = 24, $d_L = 0,96 > DW = 0,81$. Entonces, los residuos de la regresión indican autocorrelación. Eliminada la misma, resulta:

$$\log \frac{Y}{L} = 0,084 + 0,2113 \cdot \log w - 0,00478 \cdot t$$

(0,1520) (0,0025)

$$\log \frac{Y}{L} = 0,084 + 0,2113 \cdot \log w + 0,7887 \cdot (-0,00606) \cdot t$$

R = 0,4457
DW = 2,0476

3.3.3.4. Papel, cartón e imprenta

$$\log \frac{Y}{L} = 9,088 - 0,2575 \cdot \log w + 0,0198 \cdot t$$

(0,1626) (0,0062)

$$\log \frac{Y}{L} = 9,088 - 0,2575 \cdot \log w + 1,3352 \cdot 0,0149 \cdot t$$

$$R = 0,6486 ; R^2 = 0,4207$$

$$DW = 1,477$$

3.3.3.5. Productos químicos y derivados del petróleo

$$\log \frac{Y}{L} = 5,172 + 0,4125 \cdot \log w + 0,0310 \cdot t$$

(0,1014) (0,0048)

$$\log \frac{Y}{L} = 5,172 + 0,4125 \cdot \log w + 0,5875 \cdot 0,05279 \cdot t$$

$$R = 0,9883 ; R^2 = 0,9768$$

$$DW = 0,800$$

Tras eliminación de la autocorrelación, se obtiene:

$$\log \frac{Y}{L} = 0,015 + 0,2090 \cdot \log w + 0,0205 \cdot t$$

(0,0845) (0,0014)

$$\log \frac{Y}{L} = 0,015 + 0,2090 \cdot \log w + 0,7909 \cdot 0,0026 \cdot t$$

$$R = 0,5538 ; R^2 = 0,3067$$

$$DW = 2,125$$

3.3.3.6. Minerales no metálicos

$$\log \frac{Y}{L} = 4,519 + 0,3981 \cdot \log w + 0,03097 \cdot t$$

(0,1023) (0,0032)

$$\log \frac{Y}{L} = 4,519 + 0,3981 \cdot \log w + 0,6019 \cdot 0,05146 \cdot t$$

$$R = 0,9857 ; R^2 = 0,9717$$

$$DW = 2,430$$

La hipótesis nula referente a la elasticidad de sustitución ($\delta = 0,3981$) se rechaza para un nivel de confianza $\alpha = 0,01$ y 21 grados de libertad: $t_\rho = 3,891 > t_0 = 2,831$.

El coeficiente de regresión para el trend es asimismo significativo ($t_\lambda = 9,678$). La tasa de progreso técnico llega entonces a 5% anual.

3.3.3.7. Industrias básicas de hierro y acero y metales no ferrosos

$$\log \frac{Y}{L} = 7,669 - 0,3000 \cdot \log w + 0,0889 \cdot t$$

(0,2051) (0,8064)

$$\log \frac{Y}{L} = 7,669 - 0,300 \cdot \log w + 0,6999 \cdot 0,1271 \cdot t$$

$$R = 0,9876 ; R^2 = 0,9754$$

$$DW = 1,503$$

3.3.3.8. Maquinarias y equipos

$$\log \frac{Y}{L} = 5,556 + 0,2549 \cdot \log w + 0,05067 \cdot t$$

(0,0678) (0,0028)

$$\log \frac{Y}{L} = 5,556 + 0,2549 \cdot \log w + 0,745 \cdot 0,068 \cdot t$$

$$R = 0,9940 ; R^2 = 0,988$$

$$DW = 1,618$$

Para un nivel de confianza $\alpha = 0,01$ y 21 grados de libertad, se rechaza la hipótesis nula ($t_{\delta} = 3,7595 > t_0 = 2,831$) referente a la elasticidad de sustitución ($\delta = 0,2549$). El coeficiente de regresión estimado para el trend es asimismo significativo: t_{λ} es igual a 18,096. La tasa de crecimiento del progreso técnico se estima luego en 6,8% anual. El valor DW indica la no existencia de autocorrelación: a un nivel de confianza $\alpha = 0,05$ es $d_U = 1,55$.

3.4. Clase de progreso técnico: economía nacional, 1950-1973

Para determinar la clase de progreso técnico, se usó la siguiente regresión:

$$\log \left(\frac{\varepsilon}{1 - \varepsilon} \right) = \log \frac{r}{w} + (\rho + 1) \cdot \log \left(\frac{K}{L} \right)$$

Para series dadas de "r", "w", K y L, se estima el valor de "ε" para cada año. Se debe disponer de la elasticidad de sustitución (o bien del parámetro de sustitución "ρ" (34). En vista de la disponibilidad de material estadístico, la estimación se realizó para toda la economía y durante el período 1950-1973. Una serie para la tasa de salario se toma de la estadística disponible (35). La tasa de interés se determina como el cociente en-

(34) Idem.

(35) Véase BCRA, op. cit., Vol. II.

tre superávit bruto (producto menos suma de salarios) y el capital disponible. La estimación de "ε" pone de manifiesto claramente que se trata de progreso técnico ahorrador de mano de obra: en efecto, el parámetro de distribución "ε" ha aumentado, aunque irregularmente, a través del tiempo (36).

En síntesis el proceso productivo macroeconómico acusa para el período 1950-1973 una elasticidad de escala menor que la unidad ($\eta = 0,809$). Sin embargo, los rendimientos a escala decrecientes son compatibles con una tasa de progreso técnico estimada de 0,58%. El progreso técnico, por un lado, y el proceso de sustitución de trabajo y capital, por el otro, han contribuido al crecimiento de la productividad de la mano de obra en aproximadamente 2,5% anual. De aquí resulta una característica del proceso productivo, a saber, el aumento de la productividad de la mano de obra se debe principalmente a la sustitución de factores: la intensidad de capital creció en un 2,5 % anual, la tasa de progreso técnico aparece, al contrario, en comparación con la de otros países, bastante modesta (37). El progreso técnico en Argentina contribuyó con casi el 15 % al crecimiento de la producción global, la que por su parte aumentó a un ritmo anual de 3,8 %.

La consideración de las importaciones en la función de producción trajo consigo un aumento de la elasticidad de escala: para el período 1950-1969 es $\eta = 0,835$. Las importaciones no han contribuido manifiestamente a la eficiencia del proceso de producción. La elasticidad del factor importación ha sido estable en el curso del tiempo: el cálculo de la función para los períodos 1950-1963 y 1950-1969 arroja valores entre 0,204 y 0,184. El rol desempeñado por las importaciones en el proceso de producción se manifiesta también en la tasa de progreso técnico y en la contribución del mismo a la producción global: mientras que la tasa de progreso técnico es de 0,22 %, éste apenas representó el 6,23 % de la tasa de crecimiento de la producción.

La función Cobb-Douglas es apta para describir el proceso productivo macro-económico. En los tres cálculos realizados, el resultado es estadísticamente seguro y económicamente plausible. La elasticidad de sustitución estimada ($\delta = 0,2717$) es, si bien estadísticamente distinta de cero, esencialmente menor que uno, de manera que la isocuanta se curva marcadamente. Helmstädter (38) ha demostrado no obstante que una función con

(36) Apéndice, figura 4.

(37) En la República Federal de Alemania, se constató recientemente que para el período 1950-1973, la tasa de progreso técnico alcanzó aproximadamente 3,5 %, mientras que durante 1950-1960 se ubicó en 4,7 %.

(38) HELMSTÄDTER, E.: Die Isoquanten gesamtwirtschaftlicher Produktionsfunktionen mit konstanter Substitutionselastizität, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Vol. 176, 1964, pág. 177.

elasticidad de sustitución comparativamente pequeña, por ejemplo $\delta = 0,3$, tiene mayor semejanza con una función Cobb-Douglas que con una función del tipo Walras-Leontief. La isocuanta depende por lo demás del parámetro de distribución "ε". Se puede decir que 'δ' y 'ε' determinan respectivamente la curvatura e inclinación de la isocuanta (39). La elasticidad de sustitución menor que uno constituye una característica de la economía argentina. La elasticidad de sustitución estimada tanto para la agricultura como para los sectores industriales es, en efecto, distinta de la unidad y, dado el caso, no significativamente distinta de cero.

El desarrollo en el tiempo del parámetro "ε" depende de la coyuntura, siendo que "ε" está en relación tanto con la elasticidad de sustitución como con la intensidad de capital y la relación de precios entre factores. Durante la recesión, por ejemplo, el producto per cápita creció más intensamente que la tasa de salario. Este fue el caso en los años 1951-52, 1959, 1962-63 y 1970. Lo contrario ocurrió en los años 1954, 1960, 1961, 1964-65, 1970-71 y 1973. Como resultado final, la elasticidad de sustitución es menor que la resultante en ausencia de cursos coyunturales. La tasa de salario creció entre 1950 y 1973 en promedio 2 % por año; la tasa de interés en cambio, bajó en promedio 1,38 %, de manera que la relación tasa de interés-tasa de salario disminuyó casi 2,8 %. El parámetro "ε" provee información relativa a la distribución funcional del ingreso. Dada la elasticidad de sustitución, la distribución del ingreso no es independiente de la intensidad de capital, para la cual la relación de precios entre factores está dada (como en el caso de la función Cobb-Douglas). En el caso estudiado se verifica que la teoría neoclásica no explica a satisfacción la distribución funcional del ingreso: si la elasticidad de sustitución es menor que uno y la relación tasa de salario-tasa de interés aumentó, es de esperar, según la teoría, un aumento de la cuota del factor trabajo en el producto. El desarrollo de "ε" indica que sucedió lo contrario.

Las elasticidades de producción dan simultáneamente información sobre las relaciones de mercado: los rendimientos a escala decrecientes implican, en el supuesto de maximización de beneficio, que el grado de monopolio en el mercado de bienes es mayor que en los mercados de factores, para los que se supone, sin que haya sido constatado, igual grado de imperfección.

El progreso técnico, tal como resulta del presente trabajo, no ha sido nuevo, sino ahorrador de mano de obra: el parámetro "ε" aumentó en el curso tiempo. Además, se distinguen tres "fases tecnológicas" distintas. Durante 1950-1959, el progreso técnico es ahorrador de mano de obra. Esta característica es especialmente clara desde 1954. En el período 1960-1964, el progreso técnico es también ahorrador de mano de obra. Si bien los años

(9) Idem.

1958-59 significan la finalización del proceso anteriormente descrito, constituyen al mismo tiempo punto de partida de una nueva época tecnológica, en la cual se reconoce una intensidad mayor y creciente de capital. Por fin, durante 1964-1973, el progreso técnico es neutro. En esta fase se pueden distinguir tres subperíodos, que tomados en conjunto se manifiestan como progreso técnico neutro: progreso técnico ahorrador de capital durante 1964-67; progreso técnico ahorrador de mano de obra durante 1967-72; y progreso técnico ahorrador de capital durante 1972-73.

Dado que la tasa de progreso técnico ha sido comparativamente baja, ella no pudo equiparar el aumento de la intensidad de capital, de manera que el aumento de la intensidad de capital y del coeficiente de capital concuerdan: la relación capital-producto creció de hecho entre 1950 y 1973 al 1,9 % anual.

En la agricultura se constatan también rendimientos decrecientes a escala durante el período 1950-1963 ($\eta=0,648$). Dado que la función de producción parece estar especificada correctamente (los resultados son estadísticamente significativos y económicamente plausibles), se concluye que la tasa negativa de progreso técnico ($-0,39$ %) es atribuible a factores objetivos: mecanización no es sinónimo de progreso técnico. Lo que se puede considerar progreso técnico o bien ha sido impuesto sólo a partir de los años '60 y en modesta medida (electrificación, mejoramiento de semillas, irrigación) o, por el contrario, aún no se aplicó en escala (utilización de abonos, pesticidas, herbicidas, racionalización administrativa). A pesar del retardo tecnológico, la productividad de la mano de obra creció a un ritmo del 2,4 % anual, lo que se remite sin más al proceso de sustitución de factores: la intensidad de capital creció entre 1950 y 1963 en aproximadamente 12 % al año.

La elasticidad de sustitución estimada ($\delta=0,1378$) parece ser marcadamente baja para las condiciones de producción agropecuarias que se supone son propias de los países subdesarrollados. Al respecto observamos que: a) La medida de determinación (R^2) de la estimación es muy pequeña, de manera que la confiabilidad de los resultados de la regresión no está incondicionalmente garantizada. b) La ocupación del factor trabajador marcado un sendero en igual dirección al de la remuneración. Esto no habla a favor de una elasticidad de sustitución significativa.

En el período 1950-1973, la tasa de progreso técnico alcanzó en los sectores de la industria manufacturera, detallados a continuación, los siguientes valores. Alimentos, bebidas y tabaco: no significativamente distinta de cero; textil, confecciones y calzado: 1,54 %; madera y productos de la madera: no significativamente distinta de cero; papel, cartón e imprenta: 1,49%; productos químicos y derivados del petróleo: 0,26 %; minerales no metálicos: 5,1 %; metal básicas: 12,71 %; maquinarias y equipos: 6,8 %. Existen entonces distintas tasas de progreso técnico según el sector industrial. Para los bienes

de consumo se constató una tasa baja o incluso nula; en los bienes intermedios se alcanzó un nivel técnico mayor. El progreso técnico se ha manifestado especialmente intenso en el caso de los bienes de capital. La productividad de la mano de obra ha crecido en este sector durante el período 1950-1963 en aproximadamente 4 % anual; con lo cual alcanza el nivel más alto de toda la economía.

Resumiendo los desenvolvimientos del producto, ocupación e intensidad de capital, se distinguen a nivel macroeconómico dos períodos. Durante 1950-1963, la producción acusa un incremento moderado (economía nacional: 2,47 %; sector industrial: 3,28 %; agricultura: 2,47 %). La ocupación retrocede (sector secundario: -0,074 %) o bien se estanca (economía nacional: 0,62 %; agricultura: 0,25 %). La dotación de capital y con esto la intensidad de capital (entre paréntesis) manifiestan un crecimiento significativo: economía nacional 6 % (5,4 %); agricultura: 11,7 % (12 %); sector secundario: 4,75 % (5 %). Asimismo crece la productividad de la mano de obra. Durante 1964-1973, la producción crece rápidamente con excepción de la agricultura (economía nacional: 5,5 %; agricultura: 2,3 %; sector secundario: 7,79 %). La ocupación aumenta igualmente (economía nacional: 3,03 %; agricultura: 2,45 %; sector secundario: 4,4 %). La dotación de capital a nivel macroeconómico crece más lentamente (5,25 %) y con ello su intensidad (2,18 %).

En los sectores industriales se observa durante el período 1950-1973 una clara relación entre crecimiento de la producción y progreso técnico: han crecido más rápidamente aquellos sectores en los que se verificó la más alta tasa de progreso técnico (entre paréntesis tasa de crecimiento de la producción): metal básicas: 12,7 % (10,83 %); maquinarias y equipos: 6,8 % (9,31 %); minerales no metálicos: 5,9 % (4,20 %); papel, cartón e imprenta: 1,49 % (4,54 %); textil, confecciones y calzado: 1,54 % (2,12 %); productos químicos y derivados del petróleo: 0,26 % (7,66 %); alimentos, bebidas y tabaco: no registra progreso técnico (2,9 %); madera y productos de la madera: no registra progreso técnico (3,07 %).

Los sectores industriales ofrecen en el período 1950-1973 distintas posibilidades de ocupación. Los sectores que denotan un lento crecimiento apenas si ofrecen nuevos puestos de trabajo (entre paréntesis crecimiento de la producción): textil, confecciones y calzado: 0,15 % (2,12 %); alimentos, bebidas y tabaco: 0,74 % (2,19 %). A un crecimiento de la producción mayor, corresponden mayores posibilidades de empleo: maquinarias y equipos: 3,37 % (9,31 %); papel cartón e imprenta: 3 % (4,54 %); productos químicos y derivados del petróleo: 2,6 % (7,66 %).

Son pues, justamente aquellos sectores que tienen una mayor tasa de progreso técnico y mayor ocupación en los que se registró un crecimiento acelerado de la producción. Todos los sectores sin excepción acusaron desde 1964 y en comparación con el período anterior una expansión en las posibilidades de empleo.

La elasticidad de sustitución desempeñó en este aspecto un rol significativo: para un aumento dado de la tasa de salario, coinciden una mayor elasticidad de sustitución y una sensible disminución del número de ocupados. El sector minerales no metálicos tiene la más alta elasticidad de sustitución ($\delta = 0,3981$), pero al mismo tiempo la menor tasa de crecimiento del empleo (0.06 %). El sector madera y productos de la madera soporta una disminución hasta en términos absolutos del número de ocupados, si bien es cierto que la elasticidad de sustitución es menor que en el caso anterior ($\delta = 0,2113$). La mayor tasa de aumento salarial se registró en el sector papel, cartón e imprenta; sin embargo, y en virtud de que la elasticidad de sustitución desde un punto de vista estadístico no es significativamente distinta de cero, se pudo verificar un crecimiento apreciable de la ocupación (3 %).

Por fin, la tasa salarial manifestó ritmos de crecimientos diferentes según el sector considerado. En el ámbito de los productos intermedios (productos químicos y derivados del petróleo: 4,17 %; papel, cartón e imprenta: 3,14 %), se verifica una mayor tasa de crecimiento salarial. En los bienes de consumo encontramos la menor tasa (textil, confecciones y calzado: 1,47 %; madera y productos de la madera: 1,75 %; alimentos, bebidas y tabaco: 2,17 %). El sector de bienes de capital, al que pertenecen los sectores industriales con mayor dinamismo, se caracteriza, en cambio, por una tasa de crecimiento salarial por sobre el promedio: 2,17 % (maquinarias y equipos: 3,65 %; metal básicas: 3,1 %; minerales no metálicos: 2,24 %).

Raúl O. Dichiará

*Universidad Nacional del Sur
Bahía Blanca*

FUNCIONES DE PRODUCCION PARA LA ECONOMIA ARGENTINA

Apéndice: Cuadro I

ESTIMACION DE UNA SERIE DE CAPITAL NETO 1950-1973

(en millones de pesos a precios constantes de 1960)

Año	Inversión bruta fija	Coefficiente de depreciación %	Inversión neta fija	Capital neto
1950	1.133,5	22,0	884,13	14.898,8
1951	1.395,4	15,9	1.173,53	15.782,9
1952	1.241,6	19,2	1.003,21	16.956,5
1953	1.227,2	20,5	975,62	17.959,7
1954	1.178,4	23,7	899,04	18.935,3
1955	1.367,0	23,0	1.052,59	19.834,3
1956	1.457,7	22,0	1.134,66	20.886,9
1957	1.595,1	18,7	1.296,81	22.021,6
1958	1.738,5	16,7	1.448,17	23.318,4
1959	1.375,6	12,9	1.198,14	24.766,6
1960	2.079,1	11,0	1.850,39	25.964,1
1961	2.423,7	15,0	2.060,14	27.815,1
1962	2.207,2	18,4	1.801,07	29.875,2
1963	1.870,3	25,9	1.385,89	31.676,3
1964	2.075,4	21,4	1.631,26	33.062,2
1965	2.167,5	19,3	1.749,17	34.693,5
1966	2.238,1	23,0	1.723,33	36.442,6
1967	2.349,5	22,6	1.818,51	38.165,9
1968	2.641,3	24,3	1.999,46	39.984,5
1969	3.169,2	24,8	2.383,23	41.983,9
1970	3.334,2	26,4	2.453,89	44.367,2
1971	3.649,0	23,3	2.798,78	46.821,0
1972	3.888,2	16,6	3.242,75	49.619,8
1973	3.850,7	13,7	3.323,15	52.862,6

Fuente: BCRA Sistema de cuentas del producto e ingreso de la Argentina, Tabla 38, págs. 126-127 y Tabla 54, pág. 181.

Apéndice: Cuadro II

CAPITAL NETO POR SECTORES. 1950-1963
(en millones de pesos a precios constantes de 1960)

Año	Agricultura y Silvicultura	Industria, Minería y Construcción	Sector terciario	Total
1950	552,3	4.278,6	19.040,7	23.871,6
1951	581,9	4.464,3	19.753,5	24.799,7
1952	619,2	4.664,3	20.350,9	25.634,4
1953	657,6	4.821,3	20.949,2	26.428,2
1954	700,3	5.010,7	21.469,1	27.180,1
1955	778,1	5.240,0	21.919,7	27.901,8
1956	889,9	5.376,5	22.362,7	28.629,1
1957	1.021,7	5.490,2	22.846,2	29.358,1
1958	1.154,1	5.617,3	23.322,8	30.094,2
1959	1.293,7	5.757,9	23.690,9	30.742,5
1960	1.564,2	6.174,2	24.187,3	31.925,7
1961	1.858,1	6.754,5	24.816,9	33.429,5
1962	2.097,4	7.346,7	25.475,6	34.919,7
1963	2.299,3	7.795,2	26.004,6	36.099,1

Fuente: FIEL (Fundación de Investigaciones Económicas Lotinoamericanas). Libro FIEL N° 2, Buenos Aires, pág. 159 y págs. 169-172.

Figura 1

DESARROLLO DEL PBI ARGENTINO A COSTO DE FACTORES, 1950 - 1975

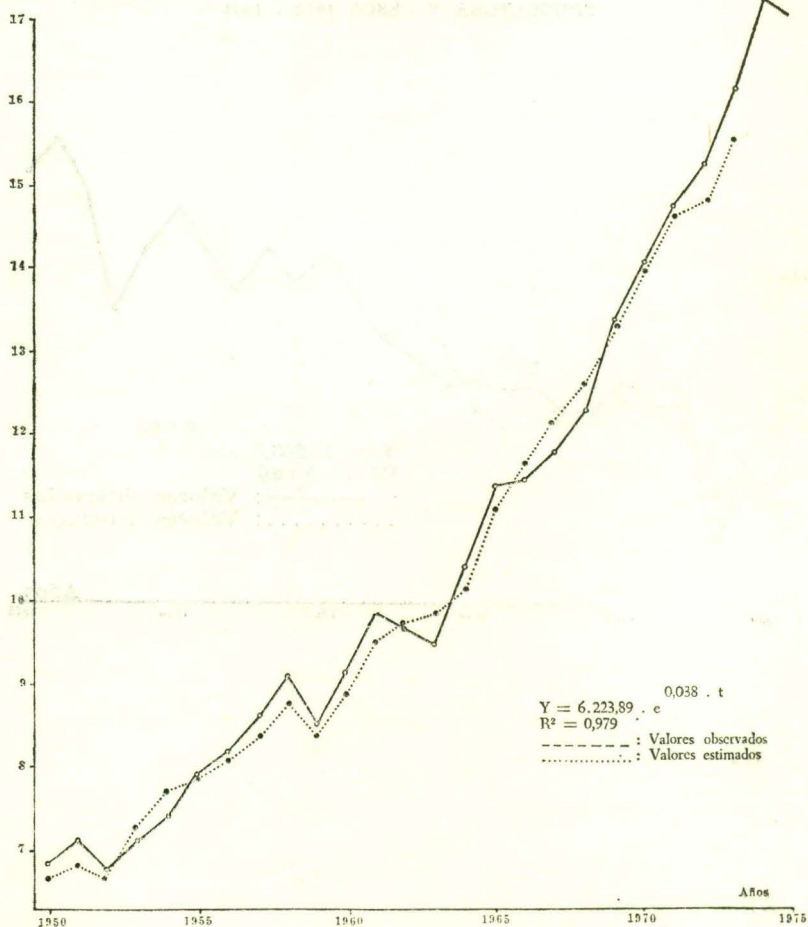


Figura 2

DESARROLLO DEL PBI A COSTO DE FACTORES, AGRICULTURA,
SIVICULTURA Y PESCA 1950 - 1975

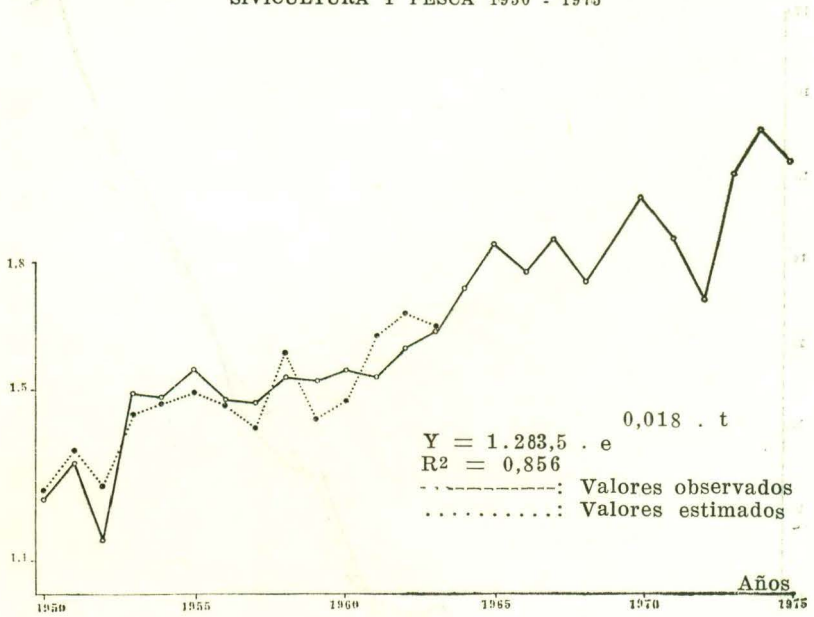


Figura 3

DESARROLLO DEL PBI A COSTO DE FACTORES, INDUSTRIA
MANUFACTURERA, MINERIA Y CONSTRUCCION, 1950 - 1975

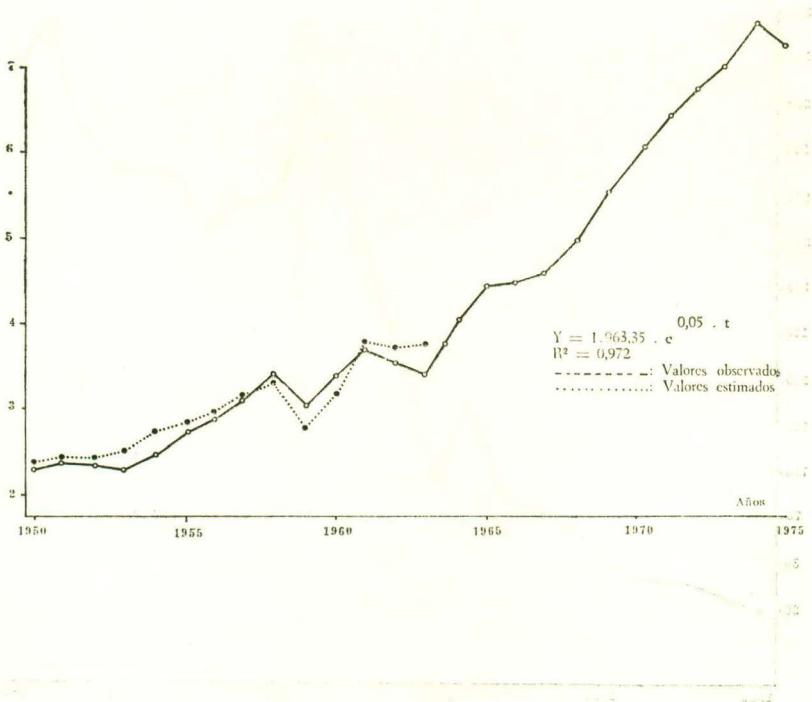


Figura 4

CLASE DE PROGRESO TECNICO EN LA ECONOMIA NACIONAL,
1950 - 1973: CURSO DEL PARAMETRO "e"

