

## ANÁLISIS ECONÓMICO DE LA TECNOLOGÍA DEL SECTOR MANUFACTURERO ARGENTINO

JOSE A. DELFINO\*

### I. INTRODUCCION

El propósito de este trabajo es obtener expresiones cuantitativas de las características más importantes de la tecnología subyacente en el proceso productivo del sector manufacturero Argentino durante los años 1950 a 1973.

La selección de este período obedece a las severas restricciones que existen en materia de información apropiada para estudios macroeconómicos de la producción en Argentina. En efecto, si bien los datos pueden obtenerse de secciones transversales o de series de tiempo, la falta de información sobre el stock de capital en los censos económicos nacionales (excepto para los de 1935 y 1946) obligan prácticamente a basar las estimaciones en la primer alternativa.

También es problemático, sin embargo, el empleo de series temporales actualizadas ya que en ciertos casos provienen de fuentes dispersas que no garantizarían una adecuada consistencia (al menos con respecto a ocupación, remuneración de los asalariados y volumen físico y valor de la producción) y en otros es virtualmente imposible obtenerla para su empleo en este trabajo (stock de capital y consumo intermedio, p.ej.).

Por estas razones, las estimaciones descansan fundamentalmente en los datos contenidos en el sistema de cuentas nacionales preparado por el Banco Central de la República Argentina que proporcionaría una información adecuada y consistente sobre el comportamiento del sector manufacturero en el período 1950-1973.

El estudio de las relaciones de producción se orientó al análisis de los efectos escala (destinados a medir la importancia de los cambios provocados en el nivel de actividad por modificaciones en la utilización de los recursos productivos y de gran importancia en el estudio de la estructura de los mercados, del crecimiento en el largo plazo y en la administración de los servicios públicos), al análisis de la estructura interna de la tecnología (vale decir el estudio de las condiciones de separabilidad de variables que permite desdoblarse el proceso de optimización en etapas y constituye un importante elemento en la contrastación de hipótesis referidas a las características de la función de agregación) y finalmente a examinar las posibilidades de sustitución que existen entre los insumos, originadas en cambios en sus precios relativos (importante en el estudio del comportamiento de la distribución del gasto entre los insumos cuando las proporciones en que se combinan los factores cambian y en la determinación de los precios relativos de los recursos y por consiguiente de los productos en el proceso de crecimiento).

Los avances de la teoría microeconómica, que lograron importantes desarrollos en el campo de la separabilidad de variables y de los números índices, posieron de manifiesto las severas limitaciones que imponen en los estudios de la producción las especificaciones funcionales tradicionalmente utilizadas. En efecto, la función Cobb-Douglas, que ha jugado un importante papel en las contrastaciones empíricas de la teoría de la producción desde su introducción al análisis económico en 1928, restringe las elasticidades de sustitución a la unidad y por consiguiente supone separabilidad de variables y homogeneidad en la estructura productiva; la especificación más general que caracteriza a la CES, propuesta en 1961 por Arrow, Chenery, Minhas y Solow resuelve en una mínima parte estas dificultades, pues si bien admite que las elasticidades sean distintas de uno impone su constancia y la igualdad entre cada par de variables; tampoco fueron exitosos los intentos sucesivos de lograr una mayor generalización (Sato, 1976, p.ej.), cuyo resultado más reciente es la función CRESH propuesta por Hanoch en 1971 la que si bien admite elasticidades diferentes entre sí, impone determinadas relaciones entre cada par de ellas.

Estas severas limitaciones y los avances de la teoría de la dualidad

que demostraron que la estimación de los parámetros de las funciones de costo es equivalente, en determinadas circunstancias, al cálculo de los que describen el conjunto de posibilidades de producción subyacente, orientaron la investigación hacia la búsqueda de formas funcionales más flexibles, en el sentido de que no impusieran restricciones a priori sobre las características del proceso productivo, sino que permitieran su contrastación empírica en base a los datos disponibles.

La función de costo translogarítmica que se emplea en este trabajo es un resultado de esas investigaciones y se adopta aquí ya que el estudio de las relaciones de producción se asocia a condiciones de optimización que implican determinados supuestos sobre la estructura de los mercados que serían menos restrictivas desde este enfoque dual. Esta forma funcional flexible permite además contrastar los efectos escala, las condiciones de separabilidad de variables y las posibilidades de sustitución existentes entre los insumos que caracterizan al proceso productivo del sector manufacturero Argentino.

Los resultados obtenidos demuestran que la estructura de producción no es homotética (y por consiguiente no es homogénea de ningún grado), que los insumos empleados (materias primas, trabajo y capital) no son separables y finalmente que las posibilidades de sustitución que existen entre los recursos productivos empleados son bastante limitadas.

La no homoteticidad significa que los cambios en la escala de la producción estarán asociados a modificaciones en las proporciones en que se combinan los recursos productivos y consecuentemente en la distribución funcional del ingreso, *ceteris paribus*. Deben destacarse, por consiguiente, las proporciones que señalan que un aumento equiproporcional en el empleo de todos los recursos productivos dará lugar a un incremento más o menos proporcional en la producción, ya que en este caso la función de agregación no es homogénea.

El estudio muestra, adicionalmente, que los insumos no son separables y que por lo tanto el empleo de expresiones funcionales como la Cobb Douglas u otra especificación con elasticidades de sustitución constantes pero diferentes de uno, no describen adecuadamente la tecnología del proceso productivo del sector manufacturero Argentino;

además, las materias primas deben tratarse como un insumo no separable en los estudios de la producción, razón por la cual las estimaciones del valor agregado, obtenidas como diferencia entre el producto real y el consumo intermedio a valores constantes, no tienen una justificación teórica adecuada.

Los resultados también señalan que las posibilidades de sustitución existentes entre los insumos empleados por el sector manufacturero Argentino en el período 1950-1973 son moderadas, ya que las elasticidades de sustitución parcial de Allen entre trabajo, capital y materias primas, aunque positivas, son relativamente bajas. En líneas generales se aprecia que la elasticidad de sustitución entre capital y materias primas es mayor que entre éstas y el trabajo y que las posibilidades de sustitución de éste con el capital son bastante limitadas.

Finalmente, se comprueba que las demandas compensadas de insumos son poco sensibles ante variaciones en los precios y que todas ellas se encuentran en sus tramos inelásticos.

## II. El modelo teórico empleado

Teniendo en cuenta las reservas que podrían formularse respecto de la estimación de modelos basados en funciones de producción translogarítmicas debido a que las cantidades serían variables explicativas endógenas y a las limitaciones que tendría un indicador cuantitativo del nivel de empleo de materias primas, en este trabajo se decidió utilizar funciones de costo las que además de proporcionar la misma información sobre la tecnología del proceso productivo, emplean como variables explicativas los precios de los insumos, que bajo el supuesto de mercados competitivos vendrían determinados exógenamente. La teoría de la dualidad asegura, por su parte, la existencia de una función de producción bien comportada aún cuando su especificación no sea explícita, asociada con cada función de costo que cumpla determinadas condiciones de regularidad (vale decir sea un función positiva definida para todos los productos producibles y todos los vectores de precios extrínsecamente positivos, monótonamente creciente, cóncava, linealmente homogénea y finalmente continúa en precios). En este caso se dice que

la función de costo es bien comportada y se sabe, además que existe un conjunto de posibilidades de producción convencional en insumos del cual deriva.

Por las razones expuestas se empleó una función de costo translogarítmica cuya especificación es la siguiente:

$$\ln c = \ln a_0 + \sum_i a_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln p_i \ln p_j + a_q \ln q + \frac{1}{2} \beta_{qq} (\ln q)^2 + \sum_i \beta_{iq} \ln p_i \ln q \quad i, j = e, k, m \quad (1)$$

donde  $c$  y  $q$  representan el costo total y el volumen de producción del sector manufacturero Argentino respectivamente y  $p_i$  los precios de los recursos productivos empleados (trabajo, capital y materias primas).

Esta función de costo puede estimarse directamente, asociada a condiciones de optimización en mercados de tipo competitivo o mediante el empleo simultáneo de estos dos últimos métodos, que es la técnica que se adopta aquí por razones que se harán evidentes más adelante.

Aplicando el lema de Shepard se obtiene la demanda de recursos productivos mediante la diferenciación de la función de costo total respecto del precio de cualquier insumo, vale decir:

$$\frac{\partial \ln c}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial c}{\partial p_i} \frac{p_i}{c} = a_i + \sum_j \beta_{ij} \ln p_j + \beta_{iq} \ln q \quad (2)$$

Bajo el ya enunciado supuesto de competencia en el mercado de recursos productivos, la conducta de optimización inducirá a la firma a seleccionar el nivel de insumos de manera tal que  $\partial c / \partial p_i = x_i$ , por lo que reemplazando en (2) se obtiene:

$$s_i^* = (x_i p_i / c) = a_i + \sum_j \beta_{ij} \ln p_j + \beta_{iq} \ln q \quad (3)$$

donde  $s_i^*$  es la proporción que representa el gasto en el  $i$ -ésimo insumo respecto del costo total de producción.

Debido, sin embargo, a que la suma de la participación relativa del gasto en cada recurso respecto del valor de la producción debe ser igual a 1, es necesario imponer las siguientes restricciones sobre el valor de los parámetros:

$$\sum_j a_j = 1 \quad \sum_i \beta_{ij} = 0 \quad \text{y} \quad \sum_i \beta_{iq} = 0 \quad i, j = 1, k, m \quad (4)$$

de lo que se sigue que sólo 8 de los 12 coeficientes de regresión son li-

bres, ya que los restantes vienen expresados en función de aquellos.

Pero la restricción de suma 1 permite calcular adicionalmente todos los parámetros estimando sólo dos de las tres ecuaciones anteriores; eliminando la tercera e incluyendo una perturbación aleatoria que capta los errores en la conducta de optimización, el sistema anterior puede alternativamente plantearse así:

$$\begin{aligned} s_l &= \alpha_l + \beta_{ll} \ln(p_l/p_m) + \beta_{lk} \ln(p_k/p_m) + \beta_{lq} \ln q + \mu_l \\ s_k &= \alpha_k + \beta_{kl} \ln(p_l/p_m) + \beta_{kk} \ln(p_k/p_m) + \beta_{kq} \ln q + \mu_k \end{aligned} \quad (5)$$

Considerando, sin embargo, que la estimación de este sistema proporcionaría distintos estimadores para cada uno de los parámetros implicados y teniendo en cuenta que las ecuaciones anteriores pueden considerarse funciones de costo marginal logarítmico, es preciso imponer restricciones adicionales del tipo:  $\partial \ln c / \partial \ln p_i \partial \ln p_j = \partial \ln c / \partial \ln p_j \partial \ln p_i$ , lo que implica a su vez que:

$$\beta_{ij} = \beta_{ji} \quad i, j = 1, k, m \quad (6)$$

ya que si esto último no ocurre, las derivadas parciales no serán iguales y por consiguiente la anterior no será una representación apropiada de una función de costo arbitraria.

Sin embargo, como los parámetros se estiman a partir del sistema (5) sólo tiene vigencia efectiva la primera de ellas, razón por la cual las demás deberán calcularse a partir de los resultados de la estimación y de las limitaciones impuestas por la suma de proporciones igual a 1. Combinando por consiguiente las restricciones (6) con las anteriores, vale decir reemplazando en ésta última por los valores de (4), finalmente se obtiene:

$$\begin{aligned} \beta_{kl} &= \beta_{lk} \\ \beta_{lm} &= -(\beta_{ll} + \beta_{kl}) = -(\beta_{ll} + \beta_{lk}) \\ \beta_{km} &= -(\beta_{lk} + \beta_{kk}) = -(\beta_{kl} + \beta_{kk}) \end{aligned} \quad (7)$$

lo que significa que la suma de los coeficientes de los precios de cada fila del sistema original de ecuaciones semilogarítmicas es cero. Consecuentemente las restricciones de suma 1 y simetría impuestas en forma conjunta implican:

$$\sum_i \alpha_i = 1; \quad \sum_i \beta_{ij} = 0; \quad \sum_j \beta_{ij} = 0 \quad \text{y} \quad \sum_i \beta_{iq} = 0 \quad i, j = 1, k, m \quad (8)$$

lo que equivale a imponer la restricción adicional de que la función de costo sea linealmente homogénea en precios e implica que para un nivel dado de producción el costo total debe incrementarse en la misma proporción en que lo hacen los precios.

Si se supone que existen rendimientos constantes a escala la estimación simultánea del sistema de ecuaciones semilogarítmicas ( $s_L$  y  $s_K$ ) proporciona el valor de todos los parámetros de la función de costo (excepto el de desplazamiento  $\alpha_o$ ), ya que se supone que  $\beta_{Lq} = \beta_{Kq} = 0$  y  $\alpha_q = 1$ . Sin embargo, como en este trabajo no se formula esa hipótesis sino que se desea contrastarla, el procedimiento correcto consiste en estimar el sistema (5) en forma conjunta con la función de costo (1) que bajo las condiciones de homogeneidad lineal en precios puede presentarse alternativamente así:

$$\begin{aligned} \ln cs = & \ln \alpha_o + \alpha_L \ln (p_L/p_m) + \alpha_K \ln (p_K/p_m) + \alpha_q \ln q + \\ & + \beta_{Kk} \left| \frac{1}{2} (\ln p_K)^2 - \ln p_K \ln p_m + \frac{1}{2} (\ln p_m)^2 \right| + \\ & + \beta_{Ll} \left| \frac{1}{2} (\ln p_L)^2 - \ln p_L \ln p_m + \frac{1}{2} (\ln p_m)^2 \right| + \\ & + \beta_{Lk} \left| \ln p_K \ln p_L - \ln p_L \ln p_m - \ln p_K \ln p_m + (\ln p_m)^2 \right| + \\ & + \beta_{Lq} (\ln p_L \ln q - \ln p_m \ln q) + \\ & + \beta_{Kq} (\ln p_K \ln q - \ln p_m \ln q) + \\ & + \frac{1}{2} \beta_{qq} (\ln q)^2 \end{aligned} \quad (9)$$

donde  $\ln cs = \ln c - \ln p_m - \ln p_m - \ln q$ .

### III. MEDICION DE LAS VARIABLES

Para estimar la función de costo translogarítmica del sector manufacturero Argentino, dual a una función de producción y asociada a las condiciones de optimización consideradas, es necesario disponer de información sobre su nivel de actividad, el precio de los recursos productivos y la proporción que representa el gasto en cada insumo respecto del valor de la producción.

Estos datos pueden obtenerse de secciones transversales o de

series de tiempo y si bien los censos económicos proporcionan una adecuada información del primer tipo sobre nivel de actividad, consumo intermedio y ocupación, la ausencia de datos referidos al capital (excepto para los años 1935 y 1946) obliga prácticamente a basar las estimaciones en la segunda alternativa. Por este motivo, el presente trabajo descansa fundamentalmente en los datos contenidos en el sistema de cuentas nacionales confeccionado por el Banco Central de la República Argentina (1975), que proporcionaría una adecuada información sobre el comportamiento del sector manufacturero en el período 1950-1973. Los datos referidos a remuneración de los asalariados, superávit bruto de explotación, consumo intermedio y valor bruto y volumen físico de la producción que se muestran en la Tabla 5, provienen de esa fuente y constituyen la información básica de este trabajo. Los precios de los insumos se calculan, en cambio, a partir de esa información y empleando datos adicionales sobre personal ocupado y stock de capital que fueron estimados y en su caso corregidos, en la forma que se indica a continuación.

### 1. El precio del Trabajo.

Para calcular el precio del trabajo es preciso medirlo en términos reales, lo que requiere construir un índice de cantidad de servicios laborales. Con este indicador, y a partir de un año base cualquiera, es posible confeccionar luego una serie de remuneraciones a valores constantes que proporcione una medida de los servicios reales del factor, de características similares a las series de producción bruta a precios constantes. Finalmente, relacionando remuneraciones corrientes y constantes se obtiene el índice de precios implícitos de los servicios laborales. Por consiguiente, la primer tarea consiste en construir un índice de cantidad de trabajo.

Es evidente que la forma más simple de hacerlo es sumando las personas ocupadas en las empresas del sector, vale decir  $L = L_1 + L_2 + L_3 + L_4 + L_5$  donde  $L$  indica el total,  $L_1$  el de trabajadores de la producción (obreros),  $L_2$  el de trabajadores no de la producción (empleados),  $L_3$  el de trabajadores por cuenta propia,  $L_4$  el de patrones o empleadores -que junto a la categoría anterior conforman la de los empre-



sarios y  $L_5$  el de familiares de los propietarios que no perciben remuneración fija.

Estas categorías ocupacionales concuerdan con las empleadas en los censos nacionales de población (de 1960 y 1970 al menos) y en líneas generales con las adoptadas en los económicos <sup>1</sup>. La serie de personal ocupado en el sector manufacturero elaborada por el Banco Central también se presenta de este modo, aunque sin incluir la cuarta categoría ocupacional y agrupando la primera y la última.

Sin embargo, como el propósito perseguido es medir la contribución real del factor trabajo a la producción, fue preciso corregir los datos anteriores introduciendo ajustes de tipo cuantitativo (agregando la categoría faltante y ajustándolo por variaciones temporales en intensidad) y por cambios en la calidad; esta revisión es inevitable, por otra parte, en todo estudio de funciones de producción o de costo, a fin de satisfacer el supuesto implícito de homogeneidad en los recursos productivos empleados.

### **i. Ajustes cuantitativos.**

La primer tarea consistió en estimar el número de patrones o empleadores, para lo cual se utilizaron los censos nacionales de población de 1947, 1960 y 1970, calculándose el porcentaje que representaron los empresarios respecto del total de asalariados, suponiendo que la tasa de cambio de las proporciones durante el período 1947-1960 fue lineal y aplicándola también al siguiente. Estos resultados permitieron estimar el total de empresarios existentes cada año de los que se dedujeron luego los trabajadores por cuenta propia calculados por el Banco Central, ob-

<sup>1</sup> En los censos de población los obreros y empleados se agrupan bajo la denominación común de "asalariados", a quienes se define como aquellas personas que desempeñan actividades físicas o intelectuales y trabajan a sueldo o jornal para un empleador público o privado; los empresarios se desagregan, a su vez, en "trabajadores por cuenta propia", que son las personas que sin depender de un patrón explotan su propia empresa económica o que ejercen por su propia cuenta una profesión u oficio, sin ocupar ningún trabajador remunerado y "patrones o empleadores", que son quienes desarrollan una actividad similar a los anteriores, aunque ocupando uno o más trabajadores a sueldo o jornal y finalmente, los "trabajadores familiares sin remuneración fija" son aquellas personas que trabajan en una empresa o negocio de cuyo propietario son parientes y no perciben por sus servicios una remuneración determinada.

teniéndose los patrones. Sumando esta categoría a las otras tres se obtuvo, finalmente, el total de personas ocupadas que permitió construir el índice  $I_{L1}$  de la Tabla 1<sup>2</sup>.

Antes de corregir las series por cambios en la calidad, fue necesario hacer otro ajuste por variaciones temporales en la intensidad del trabajo. En efecto, como los obreros se miden a través de las personas ocupadas y el número de horas trabajadas varía cada año, fue preciso corregir los datos originales por los cambios en la intensidad del esfuerzo laboral a fin de obtener una serie de "obreros equivalentes" (vale decir con el mismo número de horas trabajadas por período). Este ajuste se hizo mediante el empleo de un índice de horas trabajadas por obrero, obtenido dividiendo el "índice de horas trabajadas en la industria" por el de "obreros ocupados" (ambos calculados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos en (a) excepto para el período 1967-1970, que fue estimado en este trabajo). Los empleados no fueron corregidos, ya que sus servicios productivos se caracterizan por una relativa estabilidad en cuanto al número de horas trabajadas por período, pues se contratan y remuneran sobre bases mensuales, ni tampoco las restantes categorías ocupacionales por falta de indicadores apropiados para ello. Estos ajustes permiten calcular el índice  $I_{L2}$  de la Tabla 1.

## ii. Un indicador de cambios en la calidad y sus limitaciones teóricas.

La simple suma de los distintos tipos de trabajo en forma indicada en el apartado anterior implica suponer que todos son igualmente productivos, vale decir que la contribución de un obrero a la produc-

2 A pesar de que dentro de los patrones sería importante distinguir entre obreros y empleados (o asimilarlos a aquellas categorías) en este trabajo no fue posible hacerlo pues no se dispuso de indicadores apropiados para ello y adicionalmente porque en gran cantidad de casos estas personas desarrollan en las empresas de su propiedad en forma simultánea funciones directivas, de tipo administrativo y aún productivas. Por esta razón se los consideró como una categoría ocupacional autónoma y se estimó (por razones de simplificación y sin que se alteren en forma perceptible los resultados), que el número de horas trabajadas en cada año es similar a la de los empleados, en tanto su remuneración media se supuso equivalente a la del total del personal ocupado, vale decir un promedio ponderado de la de obreros, empleados, trabajadores por cuenta propia y familiares sin remuneración fija. Tampoco se intentó ajustar las cifras correspondientes a trabajadores por cuenta propia por idénticas razones, aunque también se supuso que su jornada de trabajo era similar a la de los empleados.

ción es idéntica a la de un empleado, empresario o familiar sin remuneración fija. Si esto no fuera así, se estarían agregando factores de la producción con diferentes productividades marginales, lo que vulnera el ya mencionado principio teórico de la homogeneidad.

Como es intuitivamente obvio que en la realidad las productividades marginales de las diferentes categorías ocupacionales son distintas, es preciso definir una medida uniforme de servicios laborales "equivalentes", para lo cual lo más apropiado parece ser tomar como referencia a los obreros, pues constituyen la categoría más importante desde el punto de vista cuantitativo. Se trataría entonces de obtener una serie de "obreritos equivalentes" lo que podría lograrse empleando como factor de ponderación el salario medio anual relativo, que a su vez implica suponer que los factores productivos se retribuyen según sus productividades marginales (si un trabajador tiene una remuneración exactamente igual al doble de la de otro, se supone que su productividad está en esa misma relación y por consiguiente su contribución a la producción debe duplicar a la de aquel).

Si bien de este modo se obtiene un indicador consistente de la evolución del personal ocupado, ya que se agregan unidades homogéneas, se impone una severa restricción sobre las propiedades del insumo pues la agregación se hace mediante el empleo de un índice del tipo Laspeyres ( $L_c = \frac{\sum w_i L_i}{\sum w_c L_i} L$ , donde  $L_c$  es el total de "obreritos equivalentes",  $L_i$  el número de trabajadores de las diferentes categorías ocupacionales y  $w_i/w_c$  el salario relativo de cada una de ellas con respecto al de los obreros). Este indicador es consistente con una función de agregación del tipo Leontieff -que equivale a suponer que las distintas categorías ocupacionales sólo pueden combinarse en proporciones fijas-, lo que contrasta con las evidencias empíricas disponibles sobre la organización de la fuerza laboral en el sector manufacturero, que insinúan una mayor versatilidad en las combinaciones.

### iii. Un índice Divisia de cambios cualitativos.

Para subsanar este inconveniente es necesario efectuar una presentación alternativa que permita obtener un índice agregado del insumo laboral que lo mida en unidades homogéneas, no imponga restricciones teóricas apriorísticas e individualice en la medida de lo posible los determinantes de los cambios en su calidad.

Con este propósito y con fines analíticos, el factor trabajo se define como un índice de cantidad de insumos laborales de cada categoría ocupacional, al que corresponde un índice de precios del trabajo, representativo de la tasa de salario agregada.

Llamando  $L$  al índice agregado de cantidad y  $W$  al de salarios, el gasto total en el insumo es igual a la suma de los valores de sus componentes, vale decir:

$$WL = \sum_i^n w_i L_i \quad (10)$$

donde el insumo de cada categoría ocupacional viene medido en número de personas ocupadas y los precios del trabajo en salarios mensuales. Diferenciando con respecto al tiempo y dividiendo el resultado por (10) se obtiene (Christensen and Jorgenson, 1970):

$$\begin{aligned} \frac{\dot{W}}{W} + \frac{\dot{L}}{L} &= \frac{\sum_i^n \dot{w}_i L_i + w_i \dot{L}_i}{\sum_i^n w_i L_i} \\ &= \sum_i^n v_i \left( \frac{\dot{w}_i}{w_i} + \frac{\dot{L}_i}{L_i} \right) \end{aligned} \quad (11)$$

$$\text{donde } v_i = \frac{w_i L_i}{\sum_i^n w_i L_i} \text{ y además } v_i \geq 0 \text{ y } \sum_i^n v_i = 1 \quad (12)$$

La expresión anterior puede presentarse convenientemente así:

$$\frac{\dot{W}}{W} = \sum_i^n v_i \frac{\dot{w}_i}{w_i} \quad \text{y} \quad (13)$$

$$\frac{\dot{L}}{L} = \sum_i^n v_i \frac{\dot{L}_i}{L_i} \quad (14)$$

donde  $\dot{w}/w$  y  $\dot{L}/L$  son índices Divisia de precio y cantidad del trabajo respectivamente y están referidos al campo continuo. Para calcularlos, se empleó el siguiente índice de Tornqvist, que es una aproximación discreta a un índice Divisia continuo y además consistente con una función translogarítmica:

$$\ln L_t - \ln L_{t-1} = \sum_{i=1}^n \bar{v}_i (\ln L_{it} - \ln L_{i,t-1}) \quad (15)$$

donde el subíndice  $t$  indica el año y además  $\bar{v}_i = \frac{1}{2} (v_{it} + v_{i,t-1})$ . En la tercera columna de la Tabla 1 se presentan los resultados obtenidos, apreciándose que aunque su comportamiento no difiere significativamente de los anteriores acusa un ritmo de crecimiento mayor.

Teniendo en cuenta que un índice de este tipo corrige los datos originales por cambios en la calidad del trabajo atribuibles solamente a variaciones en las distintas categorías ocupacionales, sin determinar en forma explícita o desagregada la contribución de otros atributos de la fuerza laboral a su mayor capacitación, es necesario extender el desarrollo teórico anterior a fin de incorporar información complementaria y avanzar en la tarea de homogeneización de los servicios productivos que conforman la fuerza laboral.

Como la agregación requiere que los trabajadores tengan la misma productividad marginal, no sólo es incorrecto sumar en forma irrestricta personas ocupadas en distintas categorías sino también de diferentes ramas de actividad (alimentos y bebidas, tabaco, textiles, etc.), con distintos niveles educativos (enseñanza primaria completa o incompleta, secundaria, etc.), sexos o edades, etc., pues una hora hombre de una ocupación determinada no es equivalente a otra desarrollada en una diferente que implique distintos niveles de capacitación, educación, edades, etc.<sup>3</sup>.

Por lo tanto, si se dispone de datos sobre la composición de la fuerza laboral por categorías ocupacionales, ramas de actividad, niveles de educación, sexos, etc., será posible considerar en forma explícita el aporte de cada uno de estos determinantes a una mayor calificación de la fuerza laboral y consecuentemente corregirla detalladamente por cambios en su calidad. Las limitaciones en la información disponible imponen, sin embargo, severas restricciones para una consideración de-

**3** El mejoramiento en el nivel de educación, un aumento en la proporción de trabajadores adultos o un cambio en la composición de la fuerza laboral que incremente la participación de los trabajadores calificados o con mayor capacitación, p.ej., implican cambios en la productividad de la mano de obra que deben computarse al confeccionar un índice del insumo.

tallada de estos ajustes en la Argentina, permitiendo abrir el modelo presentado en la sección anterior sólo parcialmente y con la adopción de algunos supuestos simplificadores que descansan sobre bases conjeturales. A pesar de ello, en la parte que sigue se intenta complementar la clasificación por categoría ocupacional con otra por rama de actividad, cuya consideración explícita permite replantear el modelo anterior de la manera siguiente  $wL = \sum_i^n \sum_j^m w_{ij} L_{ij}$  donde ahora el primer subíndice representa las categorías ocupacionales ya consideradas (obreros, empleados, etc.) en tanto el segundo contempla las ramas de actividad en que habitualmente se desagrega el sector manufacturero en las estadísticas sobre ocupación (alimentos y bebidas, tabaco, textiles, etc.). Diferenciando con respecto al tiempo, operando de la misma forma que en el apartado anterior y considerando el índice de cantidades solamente, se obtienen los siguientes resultados:

$$\frac{\dot{L}}{L} = \sum_i^n \sum_j^m v_{ij} \frac{\dot{L}_{ij}}{L_{ij}} \quad (16)$$

donde ahora  $v_{ij} = \frac{w_{ij} L_{ij}}{\sum_i \sum_j w_{ij} L_{ij}}$ ,  $v_{ij} \geq 0$  y  $\sum_i \sum_j v_{ij} = 1$ .

Vale decir que la tasa de cambio del factor trabajo es igual a la suma de las tasas de cambio de cada categoría ocupacional dentro de cada rama de actividad, ponderadas por la importancia relativa de la retribución de cada una de ellas respecto del total de remuneraciones<sup>4</sup>.

Suponiendo ahora, con fines analíticos, que el insumo laboral  $L$  viene medido por el total de horas trabajadores en la industria, la expresión anterior puede reformularse teniendo en cuenta que para cada tipo

4 La apertura del modelo original, que consideraba sólo categorías ocupacionales en las diferentes ramas de actividad, tiene como finalidad primordial medir los cambios en la calidad del trabajo provocados por variaciones en la capacitación de los trabajadores. Esto se debe a que un incremento en la ocupación relativa en tareas con mayor remuneración equivale, bajo el supuesto de retribuciones conforme a las productividades marginales, a un aumento cualitativo de la fuerza laboral, ya que crece el número de personas empleadas en tareas que requieren mayor especialización o capacitación laboral. Una explicación similar cabe al considerar atributos adicionales, tales como educación, sexo, edad, etc.

de trabajo en cualquier actividad, el total de horas trabajadas es el producto del número de personas ocupadas ( $p_{ij}$ ) por las horas trabajadas por individuo ( $h_{ij}$ ), vale decir:

$$\frac{\dot{L}}{L} = \sum_i^n \sum_j^m V_{ij} \frac{\dot{p}_{ij}}{p_{ij}} + \sum_i^n \sum_j^m V_{ij} \frac{\dot{h}_{ij}}{h_{ij}} \quad (17)$$

Si  $P$  mide la ocupación en el sector y  $H$  el total de horas trabajadas, sumando y restando a la expresión anterior la tasa de crecimiento en el empleo ( $P/P$ ) y en las horas trabajadas ( $H/H$ ), puede alternatively plantearse así:

$$\frac{\dot{L}}{L} = \frac{\dot{P}}{P} + \frac{\dot{H}}{H} + \sum_i^n \sum_j^m V_{ij} \left( \frac{\dot{p}_{ij}}{p_{ij}} - \frac{\dot{P}}{P} \right) + \sum_i^n \sum_j^m V_{ij} \left( \frac{\dot{h}_{ij}}{h_{ij}} - \frac{\dot{H}}{H} \right) \quad (18)$$

que expresa que la tasa de cambio en el insumo laboral es la suma de las tasas de cambio de las personas ocupadas en el sector y del número de horas trabajadas (primer y segundo término del segundo miembro) y además de las tasas de cambio provocadas por modificaciones en la composición de la fuerza laboral (tercer término) y por variaciones en las horas trabajadas por sus distintos componentes (cuarto término).

Vale decir entonces que para convertir el total de horas trabajadas a un índice de insumo trabajo agregado con esta apertura de la información, es preciso introducir dos tipos de ajuste por calidad: el primero de ellos basado en desplazamientos que modifican la composición de la fuerza laboral y el segundo en cambios en las horas relativas trabajadas <sup>5</sup>. En este trabajo no fue posible, sin embargo, incorporar las correcciones por nivel de educación ya que la única información apropiada referida a este atributo por categoría ocupacional, rama de actividad y nivel de ingresos, se capta en la "Encuesta permanente de hogares" pero sus resultados no se procesan de la manera necesaria para su empleo aquí <sup>6</sup>; por las mismas razones, debe también descartarse la

5 A partir de estos resultados es relativamente simple incorporar otros atributos de la fuerza laboral que permitan hacer correcciones adicionales por calidad, entre los que quizás merezcan destacarse el nivel de educación, el sexo, la edad, etc. La consideración del primero de ellos transformaría la ecuación anterior en esta otra:

$$\frac{\dot{L}}{L} = \frac{\dot{P}}{P} + \frac{\dot{H}}{H} + \sum_i^n \sum_j^m \sum_k^{\tilde{n}} V_{ijk} \left( \frac{\dot{p}_{ijk}}{p_{ijk}} - \frac{\dot{P}}{P} \right) + \sum_i^n \sum_j^m \sum_k^{\tilde{n}} V_{ijk} \left( \frac{\dot{h}_{ijk}}{h_{ijk}} - \frac{\dot{H}}{H} \right)$$

6 Esta omisión no sería muy importante, sin embargo, si se presume que existe una correlación positiva entre nivel de educación y grado de capacitación, ya que la consideración de este último atributo implicaría la de aquél.

apertura por sexos y edades, pues a pesar de que los datos censales proporcionan información sobre la composición de la fuerza laboral, no lo hacen en materia de remuneraciones con el grado de desagregación necesario.

La información disponible permitiría, entonces, aplicar únicamente el ajuste propuesto en (18) pues aunque sólo se dispone de la apertura por ramas de actividad correspondientes a obreros y empleados, éstas son indudablemente las categorías ocupacionales más significativas.

Con estos datos y bajo el supuesto adicional de que la tasa de cambio en la ocupación fue la misma en todas las ramas de actividad para los trabajadores por cuenta propia y también para los patrones y que los cambios en las horas trabajadas por estas categorías son similares a las de los empleados, la expresión anterior se transforma en esta otra:

$$\frac{\dot{L}}{L} = \frac{\dot{P}}{P} + \frac{\dot{H}_1}{H_1} \left( 1 - \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq 2}}^4 \sum_j^{17} V_{ij} \right) \sum_{i=1}^2 \sum_j^{17} \left( \frac{\dot{P}_{ij}}{P_{ij}} - \frac{\dot{P}}{P} \right) + \sum_{i=3}^4 V_i \cdot \left( \frac{\dot{P}_i}{P_i} - \frac{\dot{P}}{P} \right) + \sum_j^{17} V_{ij} \left( \frac{\dot{h}_{ij}}{h_{ij}} - \frac{\dot{H}_1}{H_1} \right) \quad (19)$$

en la que P representa el total de personas ocupadas en el sector manufacturero argentino,  $P_{ij}$  es el número de trabajadores de la i-ésima categoría ocupacional y de la j-ésima rama de actividad,  $H_1$  el "índice de horas trabajadas en la industria" y  $h_{ij}$  los índices horarios correspondientes a los obreros de cada rama de actividad, ambos publicados por el Instituto de Estadística y Censos (a).

En la Tabla 2 se muestra la parte del ajuste correspondiente al tercer término del segundo miembro de la expresión anterior, que mide la tasa de cambio en la calidad promedio del trabajo por persona ocupada para el año 1950 provocada por el desplazamiento de obreros entre distintas ocupaciones, apreciándose que aumentó el 0,190 %; un análisis similar muestra, por otra parte, que la correspondiente a empleados creció el 0,070 %.

Para trabajadores por cuenta propia y empleadores se practicó un



cálculo similar, aunque considerando sólo las variaciones ocurridas entre las categorías pues no se dispuso de información sobre su distribución por rama de actividad, comprobándose que en el año examinado se registró un crecimiento del 0,003 %.

Las tasas que miden variaciones en la calidad de las horas trabajadas atribuibles a cambios en la intensidad laboral de las distintas actividades no se consignan, en cambio, ya que muestran variaciones irrelevantes, al menos en los períodos examinados.

Estos ajustes, sumados al primer término que registra el crecimiento de la fuerza laboral total y al segundo, que mide el cambio en las horas trabajadas por los obreros, proporcionan el índice de cantidad de factor trabajo que se muestra en la Tabla 1, en la que se designa con  $I_{L4}$ . En base a este indicador se construyó, finalmente, una serie de remuneraciones al trabajo a precios constantes de 1960, que dividida luego por el total de sueldos y salarios pagados a valores corrientes proporcionó el índice, aproximadamente igual a un índice Divisia de precios del factor trabajo, que se muestra en la última columna de la Tabla 1.

**Tabla 1: Índices de cantidad y precio del trabajo  
en el sector manufacturero Argentino**

Años	$I_{L1}$	$I_{L2}$	$I_{L3}$	$I_{L4}$	Trabajo real	Precio del trabajo
1950	0,938	0,893	0,925	0,920	1.038,8	0,102
51	0,961	0,919	0,948	0,925	1.044,5	0,132
52	0,928	0,892	0,917	0,894	1.009,5	0,167
53	0,887	0,862	0,881	0,862	973,4	0,184
54	0,921	0,915	0,914	0,908	1.025,3	0,209
1955	0,968	0,978	0,959	0,962	1.086,3	0,230
56	1,001	1,030	0,995	0,996	1.124,7	0,273
57	1,032	1,041	1,026	1,031	1.164,2	0,336
58	1,053	1,068	1,048	1,060	1.197,0	0,454
59	1,040	0,970	1,037	0,997	1.125,8	0,765
1960	1,000	1,000	1,000	1,000	1.129,2	1,000
61	1,006	1,015	1,006	1,017	1.148,4	1,243
62	0,934	0,900	0,941	0,913	1.031,0	1,572
63	0,875	0,871	0,883	0,877	990,3	1,923
64	0,965	0,983	0,981	1,021	1.152,9	2,488
1965	1,019	1,036	1,027	1,080	1.219,5	3,490
66	1,022	1,009	1,042	1,074	1.212,8	4,683
67	1,052	0,995	1,080	1,089	1.229,7	6,226
68	1,047	1,034	1,078	1,098	1.239,9	6,759
69	1,100	1,109	1,128	1,145	1.292,9	7,487
1970	1,118	1,109	1,148	1,152	1.300,8	8,832
71	1,157	1,152	1,187	1,200	1.355,0	12,258
72	1,217	1,199	1,249	1,270	1.434,1	17,834
73	1,234	1,221	1,280	1,290	1.456,7	30,964

Tabla 2: Índice tipo Divisia de cambios en la calidad del trabajo obrero en la industria manufacturera Argentina.

Sectores	Obreros 1950 $P_{1j}^0$	ocupados 1951 $P_{1j}^1$	1951 (\$) $w_{1j}$	$\frac{\dot{P}_{1j}}{P_{1j}}$	$\frac{\dot{P}_{1j}}{P_{1j}} - \frac{\dot{P}}{P}$	$V_{ij}$	$V_{ij} \left( \frac{\dot{P}_{1j}}{P_{1j}} - \frac{\dot{P}}{P} \right)$
1. Alimentos y bebidas	249.735	248.132	76.33	-0.00642	-0.02843	0.14479	-0.00412
2. Tabaco	8.456	8.881	101.00	0.05026	0.02825	0.00686	0.00019
3. Textiles	162.237	167.050	81.89	0.02967	0.00766	0.10458	0.00080
4. Confecciones y calzados	94.849	92.925	89.32	-0.02028	-0.04229	0.06345	-0.00268
5. Madera y corcho	49.013	48.367	59.96	-0.01318	-0.03519	0.02217	-0.00078
6. Muebles y accesorios	31.265	30.854	74.22	-0.01315	-0.03515	0.01751	-0.00062
7. Papel y cartón	16.959	17.915	77.03	0.05637	0.03436	0.01055	0.00036
8. Imprenta y editoriales	29.931	28.287	83.08	-0.05493	-0.07693	0.01797	-0.00138
9. Cuero y piel	14.290	14.690	73.52	0.02799	0.00598	0.00826	0.00005
10. Caucho	12.139	14.316	67.05	0.17934	0.15733	0.00734	0.00115
11. Productos químicos	40.704	43.629	79.99	0.07186	0.04985	0.02668	0.00133
12. Derivados del petróleo	5.625	6.124	115.94	0.08871	0.06670	0.00543	0.00036
13. Minerales no metalíferos	81.162	81.026	64.55	-0.00168	-0.02368	0.03998	-0.00095
14. Metales	118.784	125.874	82.30	0.05969	0.03768	0.07920	0.00298
15. Maquinarias y vehículos	147.435	155.546	84.35	0.05501	0.03301	0.10030	0.00331
16. Maquinarias y aparatos eléctricos	21.587	24.954	73.33	0.15597	0.13397	0.01399	0.00187
17. Diversos	31.325	32.027	55.27	0.02241	0.00040	0.01353	0.00001
Totales	1.115,496	1.140,597		0.02201		0.68258	0.00190

## 2. El precio del capital.

El precio de los servicios del capital se calcula de manera similar al del trabajo, por lo que es preciso construir un índice de cantidad del recurso. La forma tradicionalmente empleada para ello consiste en sumar los diversos activos valuados conforme a distintas alternativas destinadas a medir su capacidad para contribuir a la producción en el momento del registro. Sin embargo, este índice y especialmente la forma de cálculo descrita, sólo muestra que los precios de los diversos bienes de uso son proporcionales a su valor, lo que equivale a decir que un activo con un valor igual al doble de otro, proporcionará un servicio cuyo precio duplicará al de aquél. Este supuesto, si bien es válido en el largo plazo, no lo es en cualquier momento de su vida útil <sup>7</sup>.

Parece razonable, entonces, que en la construcción de un índice de cantidad del capital se pondere el stock de cada activo por el precio de sus servicios, que de acuerdo a la organización del mercado de recursos propuesta reflejaría el valor de sus productividades marginales. Este procedimiento no es simple, sin embargo, ya que no existe un mercado de servicios del capital que determine cantidades compradas y vendidas y consecuentemente sus precios, de modo similar a lo que ocurre con el trabajo, pues el consumidor es generalmente su propietario. Por este motivo es preciso recurrir a un método alternativo de estimación, basado en la igualdad entre el precio de un activo y el valor presente de sus servicios. Si se admite que el precio de un bien de capital debe ser equivalente al valor actualizado de los servicios que proporcione a lo largo de toda su vida útil, entonces el precio del servicio prestado en un momento determinado dependerá no sólo el valor del activo, sino también del costo del capital invertido, de la pérdida de valor que experimente durante ella (provocada por desgaste, obsolescencia u otras causas) y de las ganancias de capital que ocasionalmente proporcione.

Resulta claro entonces, que los precios de los servicios de los bienes de uso diferirán en tanto lo hagan el costo de la inversión, la de-

7 La suma no ponderada de los valores monetarios de los distintos tipos de capital supone que todos son igualmente productivos, vale decir que la productividad marginal de un peso invertido en maquinarias y equipos es igual a la de otro asignado a inmuebles, p. ej.

preciación o las ganancias de capital, por lo que al agregar distintas clases de activos mediante la simple suma de sus valores se obtiene un índice de cantidades sesgado. Para evitar estos errores de agregación es preciso ponderar los diferentes activos por el precio imputado de sus servicios, lo que puede hacerse mediante el empleo de índices Divisia de precios y cantidades.

Teniendo en cuenta que el valor de este recurso productivo es aproximadamente igual al excedente de explotación y equivalente a su vez al stock de bienes de capital multiplicando por los precios de sus servicios, puede plantearse la siguiente identidad  $SE = \sum_i r_i k_i$ , donde SE representa el superávit de explotación,  $r_i$  mide el precio del servicio del  $i$ -ésimo bien de capital y  $k_i$  el stock existente al momento del cómputo. Conociendo además que el superávit de explotación equivale al valor del insumo de capital y separando este último en sus componentes de precio y cantidad (vale decir considerándolo como el producto de un índice agregado de precios de servicios por otro similar de cantidades de stock), la expresión anterior puede replantearse así  $RK = \sum_i r_i k_i$ , donde R y K son ahora índices Divisia de precios de servicios de capital y de stock de bienes de producción durables respectivamente.

Un procedimiento similar al realizado al considerar el trabajo (diferenciando con respecto al tiempo y desdoblado los índices agregados) permite obtener, finalmente, los siguientes indicadores de precios de los servicios del capital y de stock:

$$\frac{\dot{K}}{K} = \sum_1^n u_i \frac{\dot{k}_i}{k_i} \quad (20)$$

$$\frac{\dot{R}}{R} = \sum_1^n u_i \frac{\dot{r}_i}{r_i} \quad (21)$$

siendo además  $u_i = r_i k_i / \sum r_i k_i$ .

El indicador apropiado de los servicios del capital es, entonces, un índice Divisia que agrega distintas clases de activos (inmuebles, maquinarias, herramientas, etc.) ponderándolas por la importancia relativa del gasto en cada una de ellas respecto del total en el insumo. Se

obtiene de este modo un índice que elimina los sesgos derivados de la agregación de diferentes tipos de bienes de uso, ya que estos son ponderados por los precios de sus servicios antes que por su valor como activos.

### i. El stock de capital.

El capital de la industria manufacturera Argentina correspondiente al período 1950-1955 se tomó del trabajo de Elías (1969), quien mediante el empleo del método del inventario perpetuo acumula las inversiones netas de depreciaciones de un numeroso grupo de sociedades anónimas y utilizando como punto de referencia los censos industriales de 1935 y 1946 (únicos que contienen información sobre el stock de capital), proyecta sus resultados a todo el sector manufacturero para el período 1935-1965. Si bien la falta de información adecuada no hizo posible su apertura por tipo de bien en estos cinco años, el correspondiente a la década 1955-1964 pudo desagregarse en "inmuebles" y "maquinarias, equipos y otros bienes de uso" (en base a datos de sociedades anónimas y a coeficientes de expansión también empleados por Elías (1969) y facilitados por el autor).

La significativa importancia de este tipo de sociedades dentro de la industria manufacturera (sus ventas totales representaron en 1963 el 58,5 % del valor bruto de la producción registrado por el censo económico para todo el sector), asociada a la disponibilidad de información de aceptable calidad para la mayor parte del resto del período que comprende el estudio, indujeron a extender esas estimaciones hasta 1973. El procedimiento adoptado para el cálculo es similar al empleado por Elías (1969), ya que la inversión de las empresas se obtuvo agregando las compras anuales de "inmuebles" y "maquinarias, equipos y otros bienes de uso", corrigiéndolas por cambios en los precios, computando las depreciaciones sobre bases económicas y finalmente acumulándolas mediante el empleo de la siguiente expresión:  $k_t = i_t + (1 - \delta) k_{t-1}$ , donde  $k_t$  mide el stock de capital en el período  $t$ ,  $i_t$  la inversión neta y finalmente  $\delta$  la tasa de depreciación. De este modo se eliminaron las distorsiones provocadas por el proceso infla-

cionario que tuvo lugar durante el período y se utilizaron coeficientes de consumo de capital fijo distintos de los empleados por las empresas, basados primordialmente en criterios fiscales.

La estimación de las inversiones anuales comprendidas entre 1965 y 1970 se hizo empleando los datos proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos correspondientes a 3850, 4085, 4397, 4808, 5143 y 5356 empresas para cada uno de los años de ese período, que permitieron calcular en forma directa la inversión neta anual en maquinarias, equipos y otros bienes de uso (aumentos menos disminuciones por ventas o retiros) e indirectamente la correspondiente a inmuebles, mediante el empleo de la siguiente identidad contable básica<sup>8</sup>:  $vr_t = vr_{t-1} + ii_t + im_t - dt_t$  en la que  $vr_t$  representa el valor residual de todos los bienes de uso al término del año  $t$ ,  $ii_t$  la inversión en inmuebles,  $im_t$  las incorporaciones netas de maquinarias, equipos y otros bienes de uso y finalmente  $dt_t$  las depreciaciones totales. A partir de la expresión anterior se obtuvo luego esta otra:  $ii_t = avr_t - im_t + dt_t$  (donde  $avr_t = vr_t - vr_{t-1}$ ), que proporciona finalmente las inversiones netas anuales en inmuebles<sup>9</sup>. De este modo se obtuvieron series a valores corrientes que constituyen una expresión plausible del comportamiento de la inversión de las sociedades anónimas durante el período 1965-1970 que fueron luego corregidas por desvalorización monetaria<sup>10</sup>.

- 8 La información original fue detalladamente revisada a fin de corregir algunos registros extemporáneos de la revaluación de activos, errores en la captación de datos correspondientes a unas pocas empresas importantes cuyos balances presentan cierta complejidad y una casi generalizada subestimación de las depreciaciones contables.
- 9 Sin embargo, teniendo en cuenta que en 1967 se sancionó la ley 17335 que permitió la revaluación contable (e impositiva) de los bienes de uso y que el saldo de revalúo determinado conforme a sus prescripciones se agregó a los valores residuales, fue necesario deducirlo de la expresión anterior en el año de su registro a fin de evitar que la simple corrección de los valores contables por desvalorización monetaria se computara como una incorporación neta.
- 10 La inversión en "inmuebles" se deflactó empleando el índice del costo de la construcción elaborado por la Cámara Argentina de la Construcción; las "maquinarias, equipos y otros bienes de uso" se corrigieron, en cambio, con los "índices de precios mayoristas de equipos durables" de la Tabla 43 del trabajo de Elías (1969), que se extendieron hasta el final del período empleando la tasa de cambio anual del índice de precios implícitos de "maquinarias y otros" construído en base a las series a valores corrientes y constantes del Banco Central de la República Argentina (1975).

Para el período 1971-1973 fue preciso recurrir a una fuente alternativa, complementaria con resultados provisorios del censo nacional económico de este último año y apoyar parcialmente las estimaciones sobre las bases conjeturales, debido a que la serie anterior sólo llega hasta 1970. La información básica proviene de los resultados de una "Encuesta de sociedades anónimas" implementada por el mismo Instituto Nacional de Estadística y Censos en 1974, que permitió obtener la inversión neta total del año anterior correspondiente al mismo grupo de sociedades (ahora de 6348), haciendo  $it_t = vc_t - vc_{t-1} - sr_t$  donde  $it_t$  representa la inversión total en 1973,  $vc_t$  el valor de los bienes de uso al cierre del ejercicio actual (valor de origen más revalúos anteriores, aumento neto y revalúo del ejercicio) y  $sr_t$  el saldo de revalúo de la ley 19742 correspondiente a 1973. La inversión así obtenida para cada rama de actividad se distribuyó entre las dos categorías de bienes de capital en base a las proporciones que arroja el Cuadro 9A: "Compras y ventas de bienes de uso según rama de actividad" del censo económico de 1974 y luego se deflactó empleando los indicadores anteriores.

Finalmente y a partir de los resultados de la ya mencionada encuesta se determinó también el valor residual de los bienes de uso al término de 1972, del que se dedujo luego el correspondiente a 1970 (proveniente de los datos empleados en el período anterior) y se agregaron las depreciaciones de 1972 y 1970 (ésta última en reemplazo de la de 1971, que se desconoce), obteniéndose la inversión del bienio a valores corrientes. Estos resultados se corrigieron por desvalorización monetaria y la inversión total a precios de 1960 se distribuyó luego entre 1971 y 1972 de acuerdo al comportamiento de la inversión en "Construcción privada" y "Maquinarias y otros" estimada por el Banco Central de la República Argentina (1975) <sup>11</sup> y se asignó a "inmuebles" y "maquinarias, equipos y otros bienes de uso" en la misma proporción en que lo hizo en el último quinquenio.

La agregación de las inversiones anuales corregidas por desvalori-

11 Debe señalarse, sin embargo, que es muy probable que el cambio operado en la fuente de información empleada haya provocado una sobrestimación de la inversión anual en algunas ramas de actividad en el bienio 1971-1972 que no pudo corregirse por ciertas dificultades en el procesamiento de la información disponible; a pesar de ello los resultados obtenidos no se verían afectados en forma significativa.



zación monetaria así estimadas, asociadas al sistema de depreciación geométrico ya comentado, permitió finalmente construir las series de stock de capital de las sociedades anónimas, cuya expansión proporcionó el correspondiente a toda la industria manufacturera Argentina para el período 1965-1973 (en este trabajo no fue posible revisar los períodos de vida útil supuestos por Elías (1969) y por consiguiente las alícuotas de depreciación anual empleadas, pues no se dispuso de información desagregada correspondiente a las inversiones anteriores a 1955, siendo por lo tanto imposible reconstruir las series de stock desde sus orígenes en base a hipótesis alternativas; por este motivo se utilizaron los coeficientes de depreciación anual del 5,8 % para "inmuebles" y del 9,5 % para "maquinarias, equipos y otros bienes de uso").

Corresponde ahora estimar los precios de los servicios de ambas categorías de bienes de capital a fin de construir una serie corregida por los sesgos de agregación.

## ii. El precio de los servicios de capital.

Como por regla general los bienes de capital no se alquilan, no existe un mercado que proporcione precios de los servicios prestados por esta clase de activos por lo que es preciso estimar un valor imputado. La forma de cálculo que se propone supone que existe una correspondencia exacta entre el precio de un activo fijo y el valor de los servicios que proporciona; en otras palabras: el valor de un bien de capital en el largo plazo, es equivalente a la suma de los ingresos imputables a los servicios que presta durante toda su vida útil.

Suponiendo que la eficiencia relativa declina a tasa geométrica y que el valor de los servicios se mantiene en el futuro, el precio de un bien de capital podría expresarse así:

$$p_k(t) = \int_t^{\infty} e^{-r(s-t)} p_s(s) e^{-d(s-t)} ds \quad (22)$$

donde  $p_k(t)$  es el precio del activo en el período  $t$ ,  $p_s$  el precio del servicio,  $r$  el costo del capital invertido en el bien de uso y  $d$  la tasa de depreciación. Diferenciando con respecto al tiempo y despejando  $p_s$ , finalmente se obtiene:

$$p_s = (r + d) p_k - \dot{p}_k$$

lo que equivale a decir que el precio de los servicios de un activo es igual a la suma del costo de la inversión ( $rp_k$ ), del costo de depreciación o reemplazo ( $dp_k$ ) y de la pérdida de capital ( $\dot{p}_k$ ). Por consiguiente, disponiendo de los precios de los activos, del costo del capital y de la tasa de depreciación, es posible obtener una medida adecuada del precio de los servicios. Finalmente, suponiendo expectativas estáticas respecto de los cambios en los precios de los activos, el de los servicios sería

$$p_s = (r + d) p_k \quad (23)$$

vale decir igual al costo del capital más el de reemplazo.

La intervención del gobierno afecta en forma directa los rendimientos considerados en el esquema anterior, primordialmente a través del impuesto a las ganancias y de incentivos fiscales por inversión o deducciones para la reposición de activos, contemplados en ese mismo tributo o en normas específicas <sup>12</sup>.

En la Tabla 3 se detallan las alícuotas impositivas vigentes cada año en proporción al tiempo ( $u$ ), los años de vida útil generalmente admitidos con fines impositivos ( $T$ ) y los incentivos fiscales por inversión ( $k$ ) para el período considerado en este trabajo. La introducción de estos ajustes permite escribir el precio de los servicios del modo siguiente:

$$p_s = p_k (r + d) \frac{(1 - uk)}{(1 - u)} \left| 1 - \frac{u}{rT(1 - uk)} (1 - e^{-rT}) \right| \quad (24)$$

12 Si bien en Argentina este gravámen está estructurado de manera distinta para las personas físicas y sucesiones indivisas y para las sociedades de capital (con una escala progresiva para las primeras y con una alícuota proporcional para las segundas), en este trabajo se supuso que la carga impositiva que soportan ambas categorías es equivalente a la que grava a las sociedades de capital debido a la importancia preponderante de estas entidades en cuanto a nivel de actividad dentro del sector manufacturero.

Los rendimientos del capital también se modifican si se toma en cuenta la depreciación admitida por las leyes tributarias con fines impositivos; en efecto, teniendo en cuenta que esta significa una deducción destinada a no gravar el consumo de bienes de uso imputable a cada uno de los períodos en que se emplean, debe adicionarse a los rendimientos esperados.

Finalmente, los incentivos fiscales a la inversión constituyen una fuente adicional de ingresos, ya que permiten la deducción de una proporción del gasto en el activo, reduciendo por consiguiente la base imponible del impuesto sobre la renta.

Si el método de depreciación con fines impositivos no fuera lineal (como ocurrió en 1969, 1970 y 1971), sino que se tratara del método de la suma de los dígitos del año, la fórmula anterior debiera corregirse ya que la estimación del consumo de capital por medio de este sistema difiere del anterior, transformándose en esta otra <sup>13</sup>:

$$p_s = p_k (r+d) \frac{(1-uk)}{(1-u)} \left\{ 1 - \frac{1.2Tn}{r(06T)^2 + 06T} \frac{1}{(1-uk)} \left| 1 - \frac{(1-r)}{r06T} (1-e^{-r06T}) \right| \right\} \quad (25)$$

en la que se incorpora la reducción de la vida útil de los activos en la proporción admitida por la legislación fiscal (cuarenta por ciento) <sup>14</sup>.

Teniendo en cuenta, finalmente, que a partir de 1972 se sancionó un régimen de ajuste automático de las depreciaciones con fines impositivos destinado a corregir el deterioro provocado por la desvalorización monetaria, el precio de los servicios correspondiente a este último período debiera calcularse así <sup>15</sup>:

13 En este caso  $d_t = (T-t+1) / \sum_1^T t$ , donde T representa el período de vida útil del activo y t el año al que corresponde la depreciación.

14 Cuando existen cambios significativos en el nivel general de precios el análisis anterior debe modificarse, ya que si las expectativas inflacionarias preveen una tasa i de aumento anual en el valor de los servicios proporcionados por los bienes de uso, sería preciso introducir en (22) un factor que registre el ritmo de crecimiento de los ingresos anuales esperados, obteniéndose el siguiente resultado alternativo:  $p_s = (r-i+d)p_k \cdot \dot{p}_k$  que indica que el precio de los servicios de un activo es igual al costo real de la inversión más la depreciación y menos la pérdida del capital. Si las expectativas inflacionarias coincidieran con la tasa de cambio de los precios de los bienes de uso, la expresión anterior se simplificaría ya que el costo real del capital  $(r-i)p_k$  debiera reducirse en una suma equivalente al revalúo del activo provocado por el proceso inflacionario  $(ip_k)$ , de donde su costo definitivo (excluido el de desgaste y bajo el supuesto de estabilidad en los precios relativos), sería finalmente  $(r-i)p_k - ip_k = rp_k$  por lo que la expresión anterior sería nuevamente equivalente a (23). Esto último puede comprobarse en detalle suponiendo, con fines analíticos, que  $\dot{p}_{kt} = -(p_{kt} - p_{k,t-1})$  y teniendo en cuenta que si los activos se valorizan a una tasa i luego  $p_{kt} = p_{k,t-1} (1+i)$  de donde  $\dot{p}_{kt} = ip_{k,t-1}$  que reemplazado en la primera expresión del precio de los servicios proporciona finalmente  $p_s (r+d)p_k$ .

Vale decir que si los ingresos esperados crecen al mismo ritmo que el cambio en los precios de los bienes de uso (supuesto adoptado aquí), para calcular el precio de los servicios de un activo no es preciso tomar en consideración la tasa real de interés pues las pérdidas de capital computadas sobre su precio declinan en la misma proporción, razón por la cual los componentes principales continúan siendo el costo de los fondos invertidos en términos nominales y el costo de reposición (cuando también se tienen en cuenta los gravámenes, los incentivos fiscales por inversión y las depreciaciones admitidas con fines impositivos se obtienen resultados similares).

15 Si bien en los dos primeros períodos existieron intentos destinados a compensar el deterioro provocado por la inflación sobre las deducciones por depreciación mediante la instrumentación de las "amortizaciones extraordinarias", la falta de una permanente actualización de los porcentajes admitidos (sólo se practicaron 4 en las dos décadas de vigencia) las tornó virtualmente inoperantes por lo que se consideraron aquí.

$$p_s = p_k (r+d) \frac{(1-uk)}{(1-u)} \left\{ 1 - \frac{u}{(r-i)T(1-uk)} [1 - e^{-(r-i)T}] \right\} \quad (26)$$

Como indicadores del precio de los bienes de uso ( $p_k$ ) se emplearon los estimados por Elías (1969, Tabla 43) extendidos hasta 1973 en la forma indicada en el texto para "maquinarias, equipos y otros bienes de uso" y el del costo de la construcción de la Capital Federal para "inmuebles". Se consideró además que las tasas de interés activas vigentes en el sistema bancario argentino durante el período bajo estudio, constituirían un indicador aceptable del costo del capital invertido ( $r$ ) adoptándose por consiguiente un promedio simple entre las distintas alícuotas que rigieron simultáneamente en cada período para préstamos de cartera general y ponderándolo luego por el plazo de vigencia en el año; para 1967 a 1973 se procedió del mismo modo, aunque estos resultados se combinaron luego con datos referidos al mercado de aceptaciones (que al final del período alcanzó proporciones apreciables) calculándose una tasa media ponderando la correspondiente a cada régimen con el saldo de préstamos vigentes al término de cada año <sup>16</sup>. Las tasas de depreciación ( $d$ ) se calcularon empleando la fórmula de acumulación ya considerada y las admitidas con fines impositivos ( $T$ ) se tomaron de Reig (1973). Finalmente, las alícuotas del impuesto sobre la renta ( $u$ ) y los incentivos fiscales por inversión ( $k$ ) se extrajeron de las diversas disposiciones legales que tuvieron vigencia a lo largo de los 24 años que comprende el estudio, resumidas en su mayor parte en la obra antes citada.

Con fines ilustrativos, en la Tabla 3 se consignan los datos empleados para estimar el precio de los servicios de "maquinarias, equipos y otros bienes de uso".

16 Las tasas activas de interés, sus fechas de vigencia y las disposiciones que les dieron origen se obtuvieron de la síntesis publicada por el Banco Central de la República Argentina (1979) y se consideraron comunes a todos los bienes de uso, aunque puede esperarse que constituyan una ligera sobreestimación si se admite que una proporción no determinada de los préstamos destinados a financiar las inversiones se tomaron a tasas preferenciales; la falta de una información detallada sobre las características de estas operaciones y su importancia relativa impide, sin embargo, formular consideraciones adicionales, aunque puede esperarse que el sesgo en la estimación del precio de los servicios del capital no sea significativo.

Años	$P_k$	$r$	$d$	$u$	$k$	T			
1950	13,0	0,065	C. 1040	0,100	0,286	Ley 13925	0,11	Ley 12922	10
51	16,6	0,065		0,100	0,286		0,08		10
52	18,1	0,065		0,100	0,286		0,06		10
53	19,7	0,065	CB. 53-66	0,100	0,286		0,07		10
54	21,7	0,065		0,100	0,286		0,07		10
1955	24,9	0,065		0,100	0,300	Ley 14393	0,13		10
56	28,7	0,075	CB. 123	0,100	0,360		0,50	D.Ley 4073/56	10
57	35,1	0,077	Nota VP	0,100	0,300		0,50		10
58	50,1	0,102	NM. 022 SA	0,100	0,300		0,50		10
59	77,3	0,110		0,100	0,300	Ley 14789	0,50		10
1960	100,0	0,110		0,100	0,330	Ley 15273	0,50	Ley 15273	10
61	109,5	0,110		0,100	0,330		0,50		10
62	151,5	0,129	CB. 341	0,100	0,408	Dec. 8724/62	0,50		10
63	180,0	0,150		0,100	0,454		0,50	D.Ley 1223/63	10
64	208,6	0,150		0,100	0,454		0,50		10
1965	297,3	0,150		0,100	0,437		0,00	Ley 16656	10
66	345,2	0,150		0,100	0,437		0,00		10
67	445,0	0,152		0,100	0,437		0,50	Ley 17330	10
68	473,0	0,150	CB. 643	0,100	0,408		1,00	Ley 17330	10
69	491,2	0,145	CB. 673	0,100	0,330	Ley 18032	0,00		10
1970	513,4	0,142		0,100	0,330	Ley 18527	0,00		10
71	612,8	0,159	CB798 IF223	0,100	0,290	Ley 18891	0,00		10
72	1.094,6	0,217	CB893 IF229	0,100	0,330		0,00		10
73	1.682,6	0,199	CB994-1039	0,100	0,429		0,00		10

## Notas:

1. La tasa de depreciación correspondiente a "inmuebles" es 0,060.
2. Las alícuotas del impuesto sobre la renta se calcularon suponiendo que los dividendos se abonaban en el país a beneficiarios individualizados (cuando esta condición impuso discrepancias en las tasas) y se les adicionaron, además, los siguientes "Impuestos de emergencia": 20o/o en 1956 (D.Ley 4073/56), 15o/o en 1960 (Ley 15273), 20o/o en 1962, 1963 y 1964 (Dec. 8724/62); 15o/o en 1965 y 1966 (ley 16656), 15o/o en 1967 (Ley 17115), 7o/o en 1968 (Ley 17598) y finalmente 30o/o en 1973 (Ley 20372) (Por este motivo la alícuota para el año 1965 que debiera ser 38,36o/o -33o/o sobre la renta más 8o/o sobre los dividendos-, se transforma en 37,95 -33o/o+ 15o/o- más 5,71 -8o/o+ 15o/o sobre los dividendos de 62,05-, lo que hace el total consignado de 43,66o/o).
3. Los incentivos fiscales por inversión se aplican a todas las categorías de bienes excepto Terrenos y Edificios; éstos últimos, sin embargo, tienen una franquicia del 10o/o en el período 1956-1964. Para determinar la proporción sobre las utilidades que se admitió como desgravación en el período 1950-1955, se calculó el porcentaje de reinversión relacionando las "compras y mejoras" de bienes de uso de cada año con las "utilidades del ejercicio" en base a los datos contenidos en Arnaudo (1973), obteniéndose las siguientes proporciones: 80,6; 60,4; 60,0; 69,8; 69,8 y 72,6 respectivamente.

### iii. Índice tipo Divisia del stock de capital.

Las series de capital, ponderadas por los precios de sus servicios, se agregaron finalmente empleando un índice de Tornqvist (igual al utilizado en el caso del trabajo), obteniéndose el stock de capital de la industria manufacturera Argentina corregido por los sesgos de agregación para el período 1955-1973 que se muestra en la segunda columna de la Tabla 4, en la que también se consigna la estimación de Elías (1969, Tabla 25,  $K_2$ ) que es común a ambas para los años 1950 a 1954.

En base al índice así elaborado se construyó luego una serie de superávit de explotación a valores constantes (a partir de la información de la Tabla 5 corregida por los salarios imputados de los patrones del 2), que relacionada finalmente con los valores corrientes proporcionó el precio del capital que se muestra en la última columna de la Tabla 4.

Tabla 4: Índices de cantidad y precio del capital en el sector manufacturero Argentino

Años	IK <sub>2</sub>	IK	Excedente de explotación real	Precio del capital
1950	0,651	0,642	1.122,7	0,061
51	0,647	0,638	1.115,7	0,090
52	0,643	0,634	1.108,7	0,108
53	0,624	0,616	1.077,3	0,132
54	0,615	0,607	1.061,5	0,148
1955	0,607	0,599	1.047,5	0,216
56	0,646	0,637	1.114,0	0,275
57	0,672	0,665	1.163,0	0,339
58	0,700	0,693	1.211,9	0,534
59	0,796	0,790	1.381,6	0,968
1960	1,000	1,000	1.748,8	1,000
61	1,387	1,050	1.836,2	1,110
62	1,540	1,216	2.126,6	1,230
63	1,623	1,306	2.283,9	1,421
64	-	1,325	2.317,2	2,029
1965	-	1,367	2.390,6	2,947
66	-	1,391	2.432,6	3,200
67	-	1,445	2.527,0	3,506
68	-	1,465	2.562,0	3,989
69	-	1,544	2.700,1	4,538
1970	-	1,686	2.948,5	4,780
71	-	2,066	3.613,0	5,567
72	-	2,441	4.268,8	9,131
73	-	2,531	4.426,2	13,634

### 3. El precio de las materias primas.

El Banco Central de la República Argentina (1975) estimó el consumo intermedio del sector manufacturero Argentino a valores corrientes extrapolando los datos censales correspondientes al valor de las materias primas empleadas, combustibles, lubricantes y energía eléctrica consumida, con indicadores de volumen físico y precios, razón por la cual los resultados obtenidos sólo incorporan las variaciones en los precios relativos de los principales insumo quedando excluidos los cambios que podrían haber ocurrido en las relaciones de insumo-producción, derivadas de cambios tecnológicos que en general no fueron cuantificados, excepto para ciertas ramas de producción, tales como automotores, tractores, máquinas y motores, maquinaria eléctrica y petroquímica.

Como el Banco Central no emplea el método de la doble deflación no se dispone de la información necesaria sobre el consumo intermedio a valores constantes que permita obtener un índice de precios implícitos de las materias primas. Por este motivo, en este trabajo se lo calculó dividiendo el consumo intermedio a valores corrientes por su estimación a valores constantes, obtenida como la diferencia entre la producción también a valores constantes y el producto bruto real a precios de mercado.

De esta manera se calculó una serie ( $p_m$ ) de precios de las materias primas de tipo implícito, pues al deflactar el valor agregado empleando el índice de volumen físico de la producción se supone implícitamente que no existen modificaciones en los coeficientes de insumo-producto, aunque en la estimación de los valores corrientes se están admitiendo en algunas ramas; los resultados se muestran en la Tabla 5 <sup>17</sup>.

Se dispone, de este modo, de las tres series básicas de precios de los insumos, necesarias para estimar una función de costo translogarítmica dual a una estructura de producción de todo el sector manufacturero Argentino para el período 1950-1973.

17 Por este motivo el indicador así obtenido capta, aunque parcialmente, las modificaciones en las relaciones de producción de sectores productivos cuya contribución a la formación del valor agregado de la industria manufacturera es significativa (automotores, tractores, etc.).

Tabla 5: Superávit de explotación, remuneración de los asalariados, consumo intermedio y sus proporciones, valor bruto y volumen físico de la producción y precios de los recursos productivos.

Años	K	L	M	VBP	Q	S <sub>1</sub>	S <sub>k</sub>	S <sub>m</sub>	P <sub>1</sub>	P <sub>k</sub>	P <sub>m</sub>
1950	77,7	96,5	272,9	447,1	66,8	0,236	0,153	0,611	0,102	0,061	0,094
51	112,7	125,7	375,9	614,3	68,6	0,225	0,163	0,612	0,132	0,090	0,127
52	134,3	153,5	450,3	738,1	67,3	0,228	0,162	0,610	0,167	0,108	0,155
53	157,9	163,4	494,7	816,0	66,9	0,219	0,175	0,606	0,184	0,132	0,171
54	175,3	195,4	561,6	932,3	72,2	0,229	0,168	0,603	0,209	0,148	0,180
1955	249,7	226,5	704,2	1.180,4	81,1	0,211	0,192	0,597	0,230	0,216	0,201
56	336,0	276,7	915,6	1.528,3	86,7	0,201	0,200	0,599	0,273	0,275	0,244
57	431,6	354,5	1.161,2	1.947,3	93,5	0,201	0,203	0,596	0,336	0,339	0,287
58	700,7	490,0	1.694,3	2.885,0	101,3	0,188	0,224	0,588	0,454	0,534	0,387
59	1.419,7	778,2	3.359,9	5.557,8	90,9	0,155	0,240	0,605	0,765	0,968	0,855
1960	1.854,8	1.023,2	4.322,7	7.200,7	100,0	0,157	0,243	0,600	1,000	1,000	1,000
61	2.171,4	1.294,6	5.191,6	8.657,6	110,0	0,165	0,235	0,600	1,243	1,110	1,092
62	2.768,0	1.467,8	6.278,0	10.513,8	103,9	0,154	0,249	0,597	1,572	1,230	1,398
63	3.418,3	1.731,5	7.875,3	13.025,1	99,7	0,146	0,249	0,605	1,923	1,421	1,827
64	4.955,5	2.615,1	11.264,0	18.834,6	118,5	0,152	0,250	0,598	2,488	2,029	2,200
1965	7.413,3	3.888,7	16.328,2	27.630,2	134,9	0,154	0,255	0,591	3,490	2,947	2,800
66	8.286,9	5.176,5	19.835,1	33.298,5	135,8	0,170	0,234	0,596	4,683	3,200	3,379
67	9.471,0	7.044,3	25.338,9	41.854,2	137,8	0,183	0,212	0,605	6,226	3,506	4,254
68	10.903,5	7.696,5	29.133,1	47.733,1	146,8	0,176	0,214	0,610	6,759	3,989	4,591
69	12.994,2	8.940,1	33.762,0	55.696,3	162,7	0,174	0,220	0,606	7,487	4,538	4,800
1970	14.927,5	10.655,0	39.454,0	65.036,5	173,0	0,177	0,217	0,606	8,832	4,780	5,276
71	21.269,3	15.451,9	56.036,5	92.757,7	189,7	0,179	0,217	0,604	12,258	5,567	6,833
72	40.712,7	23.841,4	98.329,4	162.883,5	201,0	0,157	0,239	0,604	17,834	9,131	11,317
73	63.293,5	42.157,5	161.459,8	266.910,8	213,7	0,169	0,226	0,605	30,954	13,634	17,478

Fuente: Columnas 1 a 5 Banco Central de la República Argentina (1975) Vol. II, Cuadros nos. 4 y 42 (millones de pesos); Columnas 6 a 8 ídem anterior y Columnas 9 a 11 Banco Central de la República Argentina Vol. II, Cuadros nos. 4 y 33 y Tablas 1 y 4.



#### IV. Aplicaciones del modelo y resultados obtenidos.

La función de costo asociada a las condiciones de optimización permite obtener expresiones cuantitativas de las características más importantes de la tecnología subyacente en los procesos productivos, entre las que se destacan los rendimientos a escala, la separabilidad de variables y las posibilidades de sustitución de insumos, que se examinan en ese orden y a partir de las estimaciones realizadas en base a los datos de la Tabla 5.

##### 1. Efectos escala.

La función de costo translogarítmica no establece ninguna restricción a priori sobre la homoteticidad de la estructura productiva y, por consiguiente sobre los posibles efectos de escala que pueden caracterizarla, sino que admite que estas condiciones sean probadas, lo que puede hacerse imponiendo ciertas restricciones adicionales sobre el valor de sus coeficientes.

Una función de costo proviene de una estructura de producción homotética si puede escribirse como una función separable en producción y precios de los recursos de la forma  $c = c(p)h(q)$  lo que implica que  $\partial^2 \ln c / \partial \ln p_i \partial \ln q = 0$  y demuestra que para que la estructura productiva representada por (1) sea homotética es preciso que  $\beta_{iq} = 0$  (para  $i = L, k, m$ ). Si fuera además homogénea, la elasticidad del costo total respecto a la producción debiera ser constante, vale decir  $\partial \ln c / \partial \ln q = (\partial c / \partial q) / (c/q) = k$ , de lo que se sigue que  $\partial^2 \ln c / \partial \ln q \partial \ln q = 0$  que implica a su vez  $\beta_{qq} = 0$ . Finalmente, resulta evidente que si la estructura de producción fuera linealmente homogénea  $\partial \ln c / \partial \ln q = 1$  y por consiguiente  $\alpha_q = 1$ .

La estimación del sistema formado por las ecuaciones (5) y la función de costo (9) debiera hacerse empleando el método propuesto por Zellner (1962) ya que es muy probable que los errores de las ecuaciones semilogarítmicas estén correlacionados debido a que las perturbaciones aleatorias asociadas a la minimización de costos pueden afectar tanto a la demanda de trabajo como a la de capital. Sin embargo, para que sus resultados no dependan de la ecuación omitida, es preciso que

sea aplicado en forma iterativa, en cuyo caso se obtienen estimadores maximoverosímiles que son independientes de la ecuación que se ejecuta (Humphrey and Moroney, 1975). Por este motivo, el cálculo se hizo aplicando el método de máxima verosimilitud con información completa (y utilizando la versión 3.4 del programa TSP).

Los  $R^2$  estimados por mínimos cuadrados ordinarios son 0,9836 para  $c_s$ , 0,9306 para  $s_L$  y 0,9032 para  $s_k$  y los estadísticos Durbin - Watson 1,3382, 0,8801 y 1,0213 respectivamente <sup>18</sup>. La contrastación de hipótesis emplea, por su parte, el test de verosimilitud, teniendo en cuenta que  $-2 \ln \lambda$  se distribuye asintóticamente como chi cuadrado con grados de libertad iguales al número de restricciones que se impongan.

En la primera columna de la Tabla 6, se muestran los resultados obtenidos al estimar el modelo con la restricción de homogeneidad lineal en precios; en la segunda se consigna el valor de los parámetros correspondientes al mismo modelo con las restricciones de homoteticidad y en la última con el supuesto de homogeneidad.

Los test estadísticos indican que tanto la hipótesis de homoteticidad como la de homogeneidad de la estructura productiva deben rechazarse. En efecto, los test t para los parámetros  $\beta_{i,q}$  muestran que estos son significativamente distintos de cero, por lo que el supuesto de homoteticidad no es consistente con los datos disponibles. Esta presunción se confirma empleando el test de la razón de verosimilitudes, ya que el valor estimado del chi cuadrado excede con creces su valor crítico y conduce al rechazo del modelo restringido. Un análisis similar (aunque innecesario desde el punto de vista conceptual, ya que si la función de producción no es homotética no es homogénea de ningún grado), conduce también al rechazo de la hipótesis de homogeneidad. Por consiguiente, la función de producción del sector manufacturero Argentino, al menos para el período considerado, no es homotética ni homogénea de ningún grado.

Corresponde ahora verificar si cumple las condiciones adicionales

18 Estos últimos se emplearon para contrastar la existencia de autocorrelación en los errores del modelo de ecuaciones simultáneas (Berndt and Christensen, 1974) considerando  $(n,t)$  grados de libertad, donde  $n = 24$  representa el número de observaciones y  $t = 6$  el de variables exógenas empleadas en las estimaciones minimocuadráticas. Los valores calculados no resultaron decisivos, ya que para un nivel de significación del 50/o caen en la zona de indeterminación.

de monotocidad y concavidad, necesarias para que sea bien comportada. La primera requiere que las proporciones  $s_j$  estimadas sean positivas, lo que se contrasta calculándolas para cada año en base al sistema de ecuaciones semilogarítmicas en las que se emplean los parámetros estimados, comprobándose que todas son positivas para cada observación. La convexidad en precios requiere, por su parte, que el Hessiano formado con las derivadas segundas de la función de costo y orlado con los costos marginales calculados con los parámetros estimados por el modelo sea definido negativo, lo que implica que los menores principales alternen de signo, comenzando el primero de ellos con el positivo. Los resultados obtenidos confirman estas restricciones para cada observación, por lo que es posible concluir que la función de costo estimada deriva de una función de producción bien comportada o en otras palabras, está asociada a un conjunto de posibilidades de producción convencional en insumos.

## 2. Separabilidad de variables.

La separabilidad de variables permite analizar la estructura interna de la función de costo translogarítmica y proporciona una indicación definitiva de la especificación funcional que mejor ajusta los datos del proceso productivo considerado.

Las condiciones necesarias y suficientes para que una función de producción del tipo  $q = f(x_1, \dots, x_n)$  sea débil separable con respecto a una partición de insumos  $R(N_1, \dots, N_r)$ , requiere que la tasa marginal de sustitución técnica entre cualquier par de recursos productivos  $x_i$  y  $x_j$  pertenecientes a cualquier subconjunto  $N_s$  ( $s = 1, \dots, r$ ) sea función sólo de ellos e independiente de otros pertenecientes a una tercera categoría, vale decir (Berndt and Christensen, 1973):

$$f_j f_{ik} - f_i f_{jk} = 0 \quad \text{para } i, j \in N_s \text{ y } k \notin N_s$$

en tanto la separabilidad fuerte requiere que  $i \in N_s, j \in N_t$  y  $k \notin N_s \cup N_t$ .

Las condiciones para la existencia de separabilidad de variables en funciones de costos duales a funciones de producción son análogas a las anteriores y en el caso de la función translogarítmica empleada en este

Tabla 6: Parámetros de la función de costo translográmica  
correspondiente a la industria manufacturera Argentina  
período 1950-1973

Parámetro	Homogeneidad lineal en precios	Homoteticidad	Homogeneidad
$a_o$	-0,08229 (-3,46648)	-0,07619 (-2,87863)	-0,41963 (-3,86640)
$a_L$	0,17208 (42,54980)	0,18116 (23,22040)	0,19104 (26,48690)
$a_k$	0,22179 (41,45320)	0,21927 (27,20680)	0,20900 (28,12290)
$a_m$	0,60612 (337,39279)	0,59957 (512,43427)	0,59995 (515,84260)
$a_q$	1,30053 (19,28490)	1,04669 (18,50100)	-0,45594 (-2,58567)
$\beta_{qq}$	-7,37896 (-26,89560)	-7,17622 (-25,08880)	-
$\beta_{Lq}$	-0,08389 (-9,48286)	-	-
$\beta_{kq}$	0,06263 (5,46024)	-	-
$\beta_{mq}$	0,02126 (4,80882)	-	-
$\beta_{LL}$	0,07638 (7,74376)	0,07348 (0,44498)	-0,02398 (-1,88276)
$\beta_{kk}$	0,07007 (4,39219)	0,03353 (1,87753)	-0,00033 (-0,02408)
$\beta_{mm}$	0,08657 (10,29341)	0,02502 (4,11571)	0,02483 (4,07393)
$\beta_{Lk}$	-0,02994 (-2,55436)	-0,00793 (-0,46858)	0,02457 (1,90741)
$\beta_{Lm}$	-0,04644 (-2,07580)	0,00058 (0,14772)	-0,00059 (-0,15082)
$\beta_{km}$	0,04013 (-7,19910)	-0,02560 (-6,13438)	-0,02424 (-5,83931)
ln L	199,425	181,856	147,731
No. restricciones	0	2	3
$\chi^2$ valor crítico 1 %	-	9,21	11,30
$\chi^2$ valor estimado	-	35,138	51,694

estudio, en la que cada insumo o su precio conforman su propio subconjunto, requieren que:

$$c_j c_{ik} - c_i c_{jk} = 0 \quad \text{para } i \in N_s, j \in N_t \text{ y } k \notin N_s \cup N_t$$

La existencia de separabilidad entre trabajo y capital con respecto a materias primas (Lk,m) implica por consiguiente que  $c_L c_{km} = c_k c_{Lm}$ ; teniendo en cuenta que  $c_L = cs_L/p_L$  y  $c_{km} = c/p_k p_m (\beta_{km} + s_m s_k)$  la expresión anterior puede presentarse alternativamente así:

$$s_L \beta_{km} = s_k \beta_{Lm} \quad (27)$$

pudiendo demostrarse por un procedimiento similar que la separabilidad entre trabajo y materias primas respecto del capital (Lm,k) y del capital y las materias primas en relación al trabajo (km,L) requieren a su vez que  $s_L \beta_{mk} = s_m \beta_{Lk}$  y  $s_k \beta_{mL} = s_m \beta_{kL}$ . Debe señalarse, sin embargo, que sólo dos de estas restricciones son independientes; en efecto, retando la segunda de la primera y recordando las restricciones de simetría impuestas en (6) se obtiene la tercera y así sucesivamente.

Si adicionalmente se reemplaza  $S_L$  en (27) por su expresión analítica expuesta en (3), se obtiene el siguiente resultado:

$$\begin{aligned} & \beta_{km} a_L - \beta_{Lm} a_k + \sum (\beta_{km} \beta_{Lj} - \beta_{Lm} \beta_{kj}) \ln p_j + \\ & + (\beta_{km} \beta_{Lq} - \beta_{Lm} \beta_{kq}) \ln q = 0 \quad j = 1, k, m \end{aligned} \quad (28)$$

En esta ecuación se comprueba fácilmente que los valores de los parámetros que la satisfacen son  $\beta_{km} = \beta_{Lm} = 0$ , lo que significa que estas restricciones adicionales permiten contrastar la existencia de separabilidad entre las variables L y k con relación a m. De un modo similar es posible verificar las condiciones de separabilidad de k y m con respecto a L y finalmente de L y m en relación a k, que requieren adicionalmente que  $\beta_{mL} = \beta_{kL} = 0$  y  $\beta_{mk} = \beta_{Lk} = 0$ . Estas tres restric-

ciones lineales pueden satisfacerse simultáneamente si se cumplen dos de ellas, lo que significa que  $\beta_{km} = \beta_{Lm} = \beta_{kL} = 0$ . Si ocurre esto último, se dice que existe "separabilidad global completa", en cuyo caso todas las variables explicativas son separables y la función de costo translogarítmica colapsa en una Cobb-Douglas generalizada, dual a una función de producción con la misma especificación, ya que se anulan todos sus términos cuadráticos. Este resultado, que muestra la vinculación que existe entre separabilidad de variables y elasticidades de sustitución, se demostrará formalmente más abajo. Finalmente, si las condiciones anteriores se verifican sólo parcialmente se está en presencia de la denominada "separabilidad lineal" que da lugar a una función Cobb-Douglas de agregados translogarítmicos.

Descartada la existencia de separabilidad global completa o lineal, aún es posible que exista otro tipo de relación entre las variables, de manera que la función de costo translogarítmica colapse en una función de costo con elasticidades de sustitución constantes; para que exista separabilidad no lineal entre trabajo y capital respecto de las materias primas  $(L_k)_m$  es preciso que  $\alpha_L = \alpha_k \beta_{LL} / \beta_{kL}$  y  $\beta_{kk} = \beta_{Lk}^2 / \beta_{LL}$  (Berndt and Christensen, 1973a). La separabilidad entre las variables  $L_{m,k}$  y  $k_{m,L}$  se contrasta de un modo similar. En la Tabla 7 se muestra la secuencia de pruebas destinadas a verificar las distintas hipótesis de separabilidad de variables, especificándose en cada caso las restricciones impuestas sobre los coeficientes y los valores teóricos y observados del chi cuadrado.

La secuencia de los tests fue estructurada del modo siguiente: En primer lugar se contrastaron las condiciones necesarias para la existencia de separabilidad global completa a partir de la especificación original de la función de costo translogarítmica no homotética, rechazándose la hipótesis pues el chi observado (42,574) es significativamente mayor que el teórico (11,35) para un nivel de significación del 1 %. Este resultado confirma las predicciones formuladas en el apartado anterior, cuando se hizo notar que si la función de producción no es homotética no es homogénea de ningún grado. Seguidamente se contrastó la existencia de separabilidad lineal entre cada par de insumos, obteniéndose los resultados consignados en la tabla, que demuestran que en todos los casos la hipótesis de separabilidad lineal debe ser rechazada y que la función de

Tabla 7: Restricciones en los parámetros de la función de costo translogarítmica necesarias para contrastar la separabilidad funcional

Tipo de separabilidad	Restricciones	n <sup>o</sup> .	Nivel de significación	$\chi^2 - 2(\ln L_c - \ln L_s)$
1. Separabilidad Global	$\beta_{mk} = \beta_{Lk} = \beta_{Lm} = 0$ ( $\sigma_{mk} = \sigma_{Lk} = \sigma_{Lm} = 0$ )	3	0,01	11,35 42,574
2. Separabilidad Lineal (Lk)m	$\beta_{km} = \beta_{Lm} = 0$ ( $\sigma_{km} = \sigma_{Lm} = 1$ )	2	0,01	9,21 42,574
(Lm)k	$\beta_{Lk} = \beta_{mk} = 0$ ( $\sigma_{Lk} = \sigma_{mk} = 1$ )	2	0,01	9,21 33,260
(km)L	$\beta_{mL} = \beta_{kL} = 0$ ( $\sigma_{mL} = \sigma_{kL} = 1$ )	2	0,01	9,21 22,006
3. Separabilidad no Lineal (Lk)m	$\beta_{kk} = \beta_{Lk}^2 / \beta_{LL}$ $a_L = a_k \beta_{LL} / \beta_{kL}$ ( $\sigma_{Lm} = \sigma_{km} \neq 1$ )	2	0,01	9,21 50,678
(Lm)k	$\beta_{kk} = \beta_{Lk}^2 / \beta_{LL}$ $a_L = (a_k - 1) \beta_{Lk} / \beta_{kk}$ ( $\sigma_{Lk} = \sigma_{mk} \neq 1$ )	2	0,01	9,21 118,566
(km)L	$\beta_{kk} = \beta_{Lk}^2 / \beta_{LL}$ $a_L = 1 + a_k \beta_{LL} / \beta_{kL}$ ( $\sigma_{kL} = \sigma_{mL} \neq 1$ )	2	0,01	9,21 51,150

producción tampoco es una Cobb-Douglas de subagregados translogarítmicos. También serían rechazadas, finalmente, las condiciones necesarias para la existencia de separabilidad no lineal, que supone la existencia de una función translogarítmica de subagregados Cobb-Douglas.

### 3. La sustitución de insumos.

Las posibilidades de sustitución que existen entre los insumos empleados en un proceso productivo determinado, se miden convencionalmente por la elasticidad de sustitución, que se define como la variación porcentual en la relación insumos cuando la tasa marginal de sustitución técnica cambia en el uno por ciento, manteniéndose la producción constante. Los valores que puede asumir la elasticidad de sustitución varían entre cero (cuando no existen posibilidades de reemplazar un recurso productivo por otro) e infinito (cuando la sustituibilidad es perfecta) y miden el grado de convexidad de las isocuantas y por consiguiente indican la facilidad con que es posible sustituir un insumo por otro. Es evidente que mientras más convexa sea la isocuanta menor será la sustituibilidad entre los insumos y viceversa.

Allen (1956) define la elasticidad de sustitución parcial entre los factores  $i$  y  $j$  como el efecto provocado por un cambio en el precio del  $j$ -ésimo insumo sobre la cantidad demandada del  $i$ -ésimo factor cuando la producción se mantiene fija pero la cantidad de los demás recursos productivos varían y desarrolla la siguiente fórmula para su medición:

$$\sigma_{ik} = \sum_{h=1}^n f_h x_h D_{ik} / x_i x_k D$$

es el determinante formado por las segundas derivadas parciales de la función de producción, orlado con sus productividades marginales y  $D_{ik}$  el adjunto correspondiente.

Si en la expresión anterior se reemplazan  $f_h$  y  $D_{ik} / D$  por sus expresiones equivalentes en una situación de optimización y se emplea además el lema de Shepard a fin de sustituir  $x_h = \partial c(p; q) / \partial p_h = q \partial(p) / \partial p_h = q c_h$ , la fórmula anterior se transforma en esta otra  $\sigma_{ik} = c_{ik} / c_i c_k$  por la homogeneidad lineal en precios.

Si ahora se reemplaza  $c_i$ ,  $c_k$  y  $c_{ik}$  por sus expresiones analíticas expuestas en 2 la elasticidad de sustitución parcial de Allen puede calcularse a partir de los parámetros de la función de costo translogarítmica y de las participaciones relativas del gasto en cada factor respecto del



total, del modo siguiente:

$$\sigma_{ik} = \frac{\beta_{ik} + S_i S_k}{S_i S_k} \quad (29a)$$

$$\sigma_{ii} = \frac{\beta_{ii} + S_i^2 - S_i}{S_i^2} \quad (29b)$$

Un procedimiento análogo permite comprobar que  $\sigma_{jk} = c_{jk} / c_j c_k$ , razón por la cual es fácil demostrar que la igualdad  $\sigma_{ik} = \sigma_{jk}$  equivale a  $c_i c_{jk} - c_j c_{ik} = 0$  que son las condiciones necesarias y suficientes para que la función de costos sea separable según se vió.

Shepard (1950, págs. 143-146) demostró además que una función de costo del tipo  $c(p)$  es débil separable con respecto a una partición  $R$  en precios de insumos si y sólo si la correspondiente función de producción  $f(x)$  es a su vez débil separable con respecto a la misma partición en cantidades. Por consiguiente, la existencia de separabilidad débil de  $f(x)$  con respecto a una partición en el espacio de insumos es condición necesaria y suficiente para que todas las elasticidades de sustitución parcial de Allen ( $\sigma_{ik} = \sigma_{jk}$ ) sean iguales en ese punto ( $i, j \in x_r$ ;  $k \in x_s$ ); un razonamiento similar permite llegar a las mismas conclusiones en el caso de separabilidad fuerte, difiriendo sólo las restricciones en los subíndices (en efecto, en todos los casos  $i \in x_r$ ;  $j \in x_s$ ;  $k \in x_t$ ).

Los resultados obtenidos calculando las elasticidades de la forma indicada y empleando los parámetros proporcionados por la estimación del modelo original sin restricciones, se muestran en la tabla siguiente. Al final de ella se consignan, además, sus valores medios y el test  $\chi^2$  que les corresponde, calculado considerando que los promedios simples de las proporciones son constantes y estimando las variancias del modo siguiente:  $\text{Var } \bar{\sigma}_{ij} = (1/\bar{s}_i \bar{s}_j)^2 \text{ var } \beta_{ij}$  y  $\text{Var } \bar{\sigma}_{ii} = (1/\bar{s}_i)^4 \text{ var } \beta_{ii}$ .

Un rápido examen de estos resultados indica que existe una apreciable sustituibilidad entre capital y materias primas, que esa relación es menos importante entre éstas últimas y el trabajo y muy limitada entre trabajo y capital. La evolución de los coeficientes a lo largo del período muestra, además, que la sustituibilidad entre el capital y las materias primas aumentó a lo largo de las dos décadas que comprende el estudio,

TABLA 8: Elasticidades de sustitución parcial de Allen correspondientes al sector manufacturero Argentino

Años	$\sigma_{Lk}$	$\sigma_{Lm}$	$\sigma_{km}$	$\sigma_{LL}$	$\sigma_{kk}$	$\sigma_{mm}$
1950	0,17068	0,67794	0,57073	-1,86583	-2,54246	-0,40477
51	0,18350	0,66275	0,59772	-1,93561	-2,49752	-0,40285
52	0,18927	0,66609	0,59391	-1,91657	-2,50272	-0,40669
53	0,21865	0,65008	0,62160	-1,97357	-2,42614	-0,41443
54	0,22164	0,66369	0,60387	-1,91023	-2,46958	-0,42029
1955	0,26083	0,63133	0,64990	-2,02363	-2,30744	-0,43215
56	0,25510	0,61428	0,66503	-2,08446	-2,24814	-0,42818
57	0,26611	0,61234	0,66832	-2,08446	-2,22564	-0,43414
58	0,28892	0,57990	0,69532	-2,15797	-2,06771	-0,45030
59	0,19502	0,50477	0,72363	-2,27222	-1,95010	-0,41638
1960	0,21509	0,50701	0,72476	-2,27052	-1,92851	-0,42620
61	0,22772	0,53091	0,71539	-2,25492	-1,98643	-0,42620
62	0,21908	0,49488	0,73005	-2,27269	-1,88585	-0,43215
63	0,17629	0,47425	0,73362	-2,26586	-1,88585	-0,41638
64	0,21197	0,48909	0,73157	-2,27282	-1,87881	-0,43016
1965	0,23746	0,48975	0,73372	-2,27269	-1,84391	-0,44420
66	0,24723	0,54165	0,71226	-2,23928	-1,99375	-0,43414
67	0,22814	0,58055	0,68712	-2,18359	-2,15783	-0,41638
68	0,20494	0,56744	0,69259	-2,21588	-2,14275	-0,40669
69	0,21773	0,55958	0,69900	-2,22418	-2,09763	-0,41443
1970	0,22036	0,56704	0,69484	-2,21157	-2,12017	-0,41443
71	0,22907	0,57046	0,69383	-2,20262	-2,12017	-0,41833
72	0,20195	0,51027	0,72201	-2,27052	-1,95733	-0,41833
73	0,21597	0,54580	0,70651	-2,24271	-2,05281	-0,41638
$\bar{\sigma}_{ij}$	0,23951	0,58075	0,68850	-2,17861	-2,14275	-0,42225
t	(0,80448)	(9,35095)	(15,91208)	(-7,47754)	(-6,15061)	(-1,81953)

declinó en cambio la que vincula a este último insumo con el trabajo y se mantuvo virtualmente sin cambios la que relaciona trabajo y capital<sup>19</sup>.

Finalmente, a partir de las elasticidades de sustitución parcial de Allen es posible calcular las elasticidades precio de la demanda compensada de insumos, que se define así (Berndt and Wood, 1975):

$$\epsilon_{ij} = S_j \sigma_{ij} \quad (30)$$

y cuyos valores se consignan en la Tabla 9.

En la misma se aprecia que todas las elasticidades de la demanda con respecto a su propio precio son bastante bajas y además negativas, lo que significa que entre precio y cantidad demandada existe una relación inversa, tal como predice la teoría económica. Dentro de estos límites, llama la atención que al final del período la demanda de capital sea menos inelástica que la del trabajo y que a lo largo de las dos décadas que comprende el estudio ambas hayan mantenido su rigidez. Finalmente, las elasticidades cruzadas también muestran que no existe respuesta significativa de la demanda de recursos productivos del sector manufacturero Argentino ante cambios en los precios de los demás insumos.

## V. Principales conclusiones.

Los resultados obtenidos no permiten una medición directa de los efectos de escala y una interpretación simple de las posibilidades de sustitución en el empleo de los insumos, ya que la función de producción subyacente no es homotética y por consiguiente homogénea de ningún grado. Consecuentemente, su consideración debe realizarse empleando bases analíticas distintas de las utilizadas corrientemente en la teoría microeconómica, proporcionando en algunos aspectos que se señalan más abajo una interpretación más restrictiva de los resultados alcanzados.

19 Teniendo en cuenta los valores promedio y la prueba estadística realizada, resulta evidente que ésta última sólo sería significativamente distinta de cero para  $P < 0,25$ ; para mayores niveles de confiabilidad debiera aceptarse la hipótesis nula que acusaría, por consiguiente, la existencia de una relación de tipo Leontieff entre ambos insumos. Si bien la estimación correcta de los errores de los coeficientes tendría que hacerse empleando una serie de Taylor, puede esperarse que los resultados obtenidos del modo indicado en el texto sean similares a aquellos (Moroney and Toevs, 1977); además, la poca variabilidad que experimentaron las elasticidades de sustitución a través del tiempo permite suponer que las conclusiones referidas a los valores promedio no serían invalidadas al considerar cada uno de ellos en forma individual.

Tabla 9: Elasticidades precio de la demanda de recursos productivos  
del sector manufacturero Argentino

Años	$\epsilon_{Lk}$	$\epsilon_{Lm}$	$\epsilon_{km}$	$\epsilon_{LL}$	$\epsilon_{kk}$	$\epsilon_{mm}$
1950	0,02611	0,40812	0,34872	-0,44033	-0,38900	-0,24732
51	0,02991	0,39897	0,36581	-0,43551	-0,40709	-0,24655
52	0,03066	0,40099	0,36229	-0,43698	-0,40544	-0,24808
53	0,03826	0,39134	0,37669	-0,43221	-0,42457	-0,25115
54	0,03723	0,39954	0,36413	-0,43744	-0,41489	-0,25344
1955	0,05008	0,38006	0,38799	-0,42699	-0,44303	-0,25799
56	0,05102	0,36980	0,39835	-0,41898	-0,44963	-0,25648
57	0,05402	0,36863	0,39832	-0,41898	-0,45180	-0,25875
58	0,06472	0,34910	0,40885	-0,40570	-0,46317	-0,26477
59	0,04681	0,30387	0,43779	-0,35219	-0,46802	-0,25191
1960	0,05227	0,30522	0,43486	-0,35647	-0,46863	-0,25572
61	0,05351	0,31961	0,42924	-0,37206	-0,46681	-0,25572
62	0,05455	0,29786	0,43584	-0,34999	-0,46958	-0,25799
63	0,04390	0,28550	0,44384	-0,33082	-0,46958	-0,25191
64	0,05299	0,29443	0,43748	-0,34547	-0,46970	-0,25724
1965	0,06055	0,29483	0,43363	0,34999	-0,47020	-0,26252
66	0,05785	0,32607	0,42451	-0,38068	-0,46654	-0,25875
67	0,04837	0,34949	0,41571	-0,39960	-0,45746	-0,25191
68	0,04386	0,34160	0,42248	-0,38999	-0,45855	-0,24808
69	0,04790	0,33687	0,42359	-0,38701	-0,46148	-0,25115
1970	0,04782	0,34136	0,42107	-0,39145	-0,46008	-0,25115
71	0,04971	0,34342	0,41907	-0,39427	-0,46008	-0,25267
72	0,04827	0,30718	0,43609	-0,35647	-0,46780	-0,25267
73	0,04881	0,32857	0,42744	-0,37902	-0,46394	-0,25191

**1. Efectos de escala:** Los rendimientos a escala miden los cambios en el producto total cuando todos los recursos productivos aumentan en un múltiplo determinado. Los supuestos que generalmente se formulan respecto de la homoteticidad de las funciones de producción son suficientes para aislar los efectos de escala como un parámetro simple e independiente del nivel de producción o de la proporción en que se combinan los insumos, siendo en tal caso posible efectuar una medición inmediata de los rendimientos, que son iguales al grado de homogeneidad de la función. La no homoteticidad no establece, en cambio, restricciones en el comportamiento de la producción o precios relativos cuando los recursos productivos aumentan a lo largo de cualquier vector en el espacio de insumos; la  $Tmst$  puede cambiar y el producto variar sin restricciones, en tanto los incrementos en los recursos productivos estén asociados a aumentos en el producto total.

Afortunadamente, la medición de los rendimientos a escala puede efectuarse de dos modos distintos: el primero como el incremento relativo en la producción cuando todos los insumos aumentan en la misma proporción a lo largo de un rayo que parte del origen ( $\epsilon_e = \delta \log(kx) / \delta \log k$ , para  $\underline{k} = 1$ ) y el segundo, que es el concepto más relevante para el análisis microeconómico, como el incremento en la producción en relación al aumento en los costos para variaciones a lo largo del sendero de expansión, donde los precios son constantes y los costos mínimos para cada nivel de producción ( $\epsilon_e = \delta \log q / \delta \log c$ , para  $\underline{p}$  constante), lo que se demuestra empleando la teoría de la dualidad (Hänoch, 1975). Los dos conceptos proporcionan la misma medida de las economías de escala en cualquier punto de minimización de costos, aunque sus variaciones serán distintas cuando cambia la producción, a menos que los rayos concuerden con las trayectorias de expansión, vale decir en el caso homotético.

Por consiguiente, cuando la estructura de producción no tiene esta característica, como en el caso actual, es conveniente medir los efectos de escala empleando la segunda alternativa ligeramente reformulada a fin de utilizar la elasticidad del costo total, que permite definir así las economías de escala:  $ee = 1 - \delta \ln c / \delta \ln q$ , obteniéndose valores positivos y negativos para economías y deseconomías respectivamente

y debiendo interpretarse el resultado en términos de porcentajes.

La elasticidad de costo total, al ser comparada con la unidad, tiene una aplicación similar a la que deriva de considerar la de demanda con el comportamiento de los ingresos totales, pues permite inferir las características de la función de costo medio y por consiguiente la naturaleza de los rendimientos a escala a través del sendero de expansión. En efecto, a partir de la definición es fácil advertir que para un determinado nivel de producción: a) Si  $\delta \ln c / \delta \ln q < 1$  existen rendimientos crecientes a escala pues un pequeño incremento en el producto total se obtiene con un aumento proporcionalmente menor en el costo y por consiguiente  $ee > 0$ ; además se sabe que el costo marginal es menor que el medio, por lo que este decrece al aumentar la producción; b) Si  $\delta \ln c / \delta \ln q = 1$  se está en presencia de rendimientos constantes a escala, ya que aumentos pequeños en la producción están asociados a incrementos de la misma proporción en el costo y por consiguiente  $ee = 0$ ; además el costo medio es igual al marginal y ambos son constantes (generalmente mínimos) y finalmente c) Si  $\delta \ln c / \delta \ln q > 1$  existen rendimientos decrecientes a escala y la situación es inversa a la descrita en a), siendo además  $ee < 0$ .

Las economías de escala se calcularon, entonces, a partir de la expresión siguiente:

$$ee = 1 - (\alpha_q + \beta_{qq} \ln q + \sum_i \beta_{iq} \ln p_i) \quad i = L, k, m \quad (31)$$

obteniéndose para el año 1960, que fue tomado como base para la normalización y corresponde prácticamente al punto medio de la serie, un valor de -0,30. Este resultado estaría señalando la presencia de deseconomías de escala de naturaleza tal que un aumento del 10 % p. ej., en el nivel de actividad del sector provocaría un incremento "ceteris paribus" del 3 % en sus costos totales <sup>20</sup>.

20 Estos resultados deben tomarse con reservas, sin embargo, ya que las series de tiempo empleadas aquí no constituyen la información más apropiada para contrastar los efectos de escala. Además, los valores obtenidos para precios y cantidades extremos debieron descartarse por su magnitud inesperada, lo que quizás obedezca a las razones expuestas y a la baja calidad del ajuste en relación a datos que se hallan bastante alejados del punto de aproximación de la especificación translogarítmica a la verdadera función.

**2. Separabilidad de variables:** El estudio demuestra que los insumos no son separables y que por consiguiente el empleo de funciones del tipo Cobb-Douglas u otras especificaciones similares con elasticidades de sustitución constantes pero distintas de uno no describen adecuadamente la tecnología del proceso productivo del sector manufacturero Argentino. Además, y debido a que las materias deben tratarse como un insumo no separable, las estimaciones del valor agregado obtenidas como diferencia entre el producto real y el consumo intermedio a valores constantes no tienen una justificación teórica adecuada <sup>21</sup>.

**3. Posibilidades de sustitución:** La elasticidad de sustitución es una expresión cuantitativa que muestra la facilidad con que dos insumos pueden sustituirse entre sí. Si es alta, la tasa marginal de sustitución técnica (Tmst) no varía mucho en relación a los cambios en  $k/L$ , p.ej., la iso-cuanta es plana y la sustitución fácil; si por el contrario es baja, la iso-cuanta es bastante curva, lo que significa que la Tmst variará sustancialmente ante cambios en la relación  $k/L$  y por consiguiente la sustitución es difícil.

Cuando la función de producción es homotética la Tmst (que puede alternativamente interpretarse como el cociente entre dos productividades marginales) será de grado cero e invariante ante cambios en la producción y el nivel de empleo de ambos insumos, dependiendo sólo de la proporción en que se combinen. Por consiguiente será constante a lo largo de cualquier rayo que parte del origen y la elasticidad de sustitución la misma, aún cuando la escala de producción cambie. La expresión  $\sigma_{ij} = c_{ij}/c_i c_j$  permite comprobar que las funciones de costo total duales a las de producción Cobb-Douglas y Ces tienen elasticidades

21 En las estadísticas de las cuentas nacionales el valor agregado real frecuentemente se estima como la diferencia entre el valor de la producción y el consumo intermedio, deflactados con sus respectivos índices de precios. Este procedimiento de cálculo sólo es correcto, sin embargo, bajo las restrictivas condiciones de agregación hicksianas que no cumplen los datos disponibles o si existe separabilidad fuerte entre las materias primas y los demás insumos primarios. Esta última situación puede presentarse así:  $q=f(k,L)+g(m)$  y suponiendo que  $g(m) = am$  y  $a = 1$ , de la siguiente forma alternativa  $q=VA^a m$  (donde VA simboliza el valor agregado y además  $VA=f(k,L)$ ), que finalmente conduce a esta otra:  $VA=q-m$ . Las condiciones de separabilidad entre trabajo, capital y materias primas  $(Lk)m$ , necesarias para que ésta última expresión tenga una justificación teórica adecuada fueron ya consideradas al contrastar las hipótesis de separabilidad, comprobándose que no se cumplían.

de sustitución iguales a 1 y  $1/(\rho - 1)$  respectivamente, lo que muestra que ambas son constantes e independientes del nivel de producción de los precios de los recursos productivos, siendo también las mismas a lo largo de cualquier isocuanta.

La elasticidad de sustitución de la función de costo translogarítmica empleada en este estudio, expuesta en 29a) y que convenientemente desarrollada puede expresarse como

$$\sigma_{ij} = \frac{\beta_{ji} + (a_i + \sum_k \beta_{ik} \log p_k + \beta_{ikq} \log q)(a_j + \sum_k \beta_{jk} \log k + \beta_{jq} \log q)}{(a_i + \sum_k \beta_{ik} \log p_k + \beta_{iq} \log q) (a_j + \sum_k \beta_{jk} \log p_k + \beta_{jq} \log q)}$$

muestra, por su parte, que las posibilidades de sustitución dependen no sólo del nivel de producción sino también de los precios relativos de los insumos, lo que indica que las elasticidades son variables tanto sobre los rayos que parten del origen y que corresponden a relaciones estables de insumos como sobre una misma isocuanta. Si la función de producción fuese homotética, los coeficientes  $\beta_{iq}$  serían iguales a cero, la sustitución entre los insumos dependería solo de sus precios relativos y la medida de su variación sería la misma a lo largo de cualquier rayo, aunque distinta sobre las isocuantas.

Los resultados consignados en la Tabla 8, muestran, en líneas generales que la elasticidad de sustitución entre capital y materias primas es mayor que entre éstas y el trabajo y que las posibilidades de sustitución de este con el capital son bastante limitadas. Así, la elasticidad de sustitución de 0,72476 entre capital y materias primas para el año de normalización indica que un aumento del 10 %p. ej., en el precio del primero provocaría una declinación del orden del 7,2 % en la relación k/mp, mientras que un cambio de la misma importancia en el precio del trabajo en relación al del capital induciría un aumento de sólo el 2,1 % en la relación capital-trabajo.

Estos resultados sistematizan las evidencias que surgen de los datos básicos, que muestran que los precios del trabajo, capital y materias primas aumentaron 87, 78 y 56 veces respectivamente a lo largo del período analizado y hasta 1970, en tanto las cantidades empleadas lo hicieron 0,3, 2,6 y 2,6. Obviamente, este abaratamiento relativo de las materias primas provocó un uso más intensivo dando lugar a una fuerte sustitución en contra del trabajo; el crecimiento del capital por persona



ocupada refleja, además, una sustitución secundaria de equipamiento por servicios laborales. En otras palabras: la esencialidad del trabajo se ha visto reducida a través de la sustitución técnica entre factores y en este caso particular merced a un uso más intensivo de las materias primas y el capital.

La sustituibilidad que acusan las cifras entre capital y producción intermedia indica, además, que un incremento en la oferta de materias primas provocaría un aumento en la producción del sector manufacturero Argentino, razón por la cual la escasez relativa del capital no constituiría un obstáculo significativo para su crecimiento. Una explicación similar puede darse respecto del trabajo, aunque en este caso resulta de interés examinar la relación de sentido inverso, que demuestra que la escasez relativa de materias primas podría compensarse con el empleo de trabajo adicional. De ello se sigue que las mejoras en la producción o en las condiciones en que se incorporan las materias primas al proceso productivo (importación p.ej.) pueden incrementar su nivel de actividad.

En todos los casos las elasticidades de sustitución son mayores entre las materias primas y el trabajo que entre este último y el capital, lo que significa que la producción intermedia es el insumo que permite efectuar mejores ajustes en el nivel de actividad del sector manufacturero ante cambios en los precios relativos.

**4. Elasticidad de la demanda de recursos productivos:** Los resultados que se presentan en la Tabla 9 muestran que las demandas de recursos productivos serían poco sensibles a las variaciones de sus precios. En efecto, las elasticidades con respecto a los propios son negativas y están en el rango inelástico, mostrando por consiguiente una respuesta de la demanda menos que proporcional a los cambios en los precios relativos. Las elasticidades cruzadas positivas indican, por su parte, que los bienes son sustitutos (un aumento en el precio de uno incrementa la demanda del otro); sin embargo, teniendo en cuenta que la elasticidad cruzada es una medida de su cercanía, los resultados obtenidos complementan a los comentados en el apartado anterior, confirmando su poca proximidad.

## BIBLIOGRAFIA

- ALLEN, R.G.D., 1956: "Análisis matemático para economistas", *Aguilar*, Madrid.
- ARNAUDO, A.A., 1973: "Balances agregados de 58 empresas manufactureras 1940-1967", Serie Material de Trabajo No. 9, *Instituto de Economía y Finanzas*, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba.
- BALBOA, M. and FRACCHIA, A., 1959: "Fixed reproducible capital in Argentina 1935-1955", en "The measurement of National Wealth, Income and Wealth" Series VIII, ed. Raymond Goldsmith and Christopher Saunders, *Bowes and Bowes*, London, 1959.
- BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA, 1975: "Sistema de cuentas del producto e ingreso de la Argentina", Vol. I y II, Buenos Aires.
- BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA, 1976: "Salarios básicos de convenio 1960-1975", *Suplemento del Boletín Estadístico No. 1*.
- BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA, 1979: "Disposición sobre tasas activas de interés. Período 1935-1977", *Suplemento del Boletín Estadístico No. 4*.
- BERNDT, E.R., 1976: "Reconciling alternative estimates of the elasticity of substitution", *Review of Economic Studies*, Vol. LVIII, págs. 59-68.
- BERNDT, E.R. and WOOD, D.O. 1975: "Technology, prices and the derived demand for energy", *Review of Economics and Statistics*, Vol. LVII, págs. 259-268.
- BERNDT, E.R. and CHRISTENSEN, L.R., 1973: "The translog function and the substitution of equipment, structures and labor in US manufacturing 1929-1968", *Journal of Econometrics*, 1, págs. 81-114.
- BERNDT, E.R. and CHRISTENSEN, L.R., 1973: "The internal structure of functional relationship: Separability, substitution and aggregation", *Review of Economics and Statistics*, Vol. XL, págs. 403-410.
- BERNDT, E.R. and CHRISTENSEN, L.R., 1974: "Testing for the existence of a consistent aggregate index of labor inputs", *American Economic Review*, Vol. LXIV, págs. 391-404.
- BLACKORBY, C., LADY, G., NISSEN, D. and RUSSELL, R.R., 1970: "Homothetic separability and consumer budgeting", *Econometrica*, Vol. 38, págs. 468-472.
- BLACKORBY, C., PRIMONT, D. and RUSSELL, R.R., 1975: "Some simple remarks on duality and the structure of utility functions", *Journal of Economic Theory*, 11, págs. 155-160.
- BURGESS, D., 1975: "Duality theory and pitfalls in the specification of technologies", *Journal of Econometrics*, 3, págs. 105-121.
- COEN, R.M., 1968: "Effects of tax policy on investment in manufacturing", *American Economic Review*, Vol. 58, págs. 200-211.
- COMISION ECONOMICA PARA AMERICA LATINA, 1958: "El desarrollo económico de Argentina", E/CN, 12/429, Santiago de Chile.

- CONSEJO NACIONAL DE DESARROLLO, 1965: "Distribución del ingreso y cuentas nacionales en la Argentina", Buenos Aires.
- CORBO, V. and MELLER, P., 1979: "The translog production function", *Journal of Econometrics*, Vol. 10, págs. 193-199.
- CHRISTENSEN, L.R. and GREENE, H., 1976: "Economies of scale in US electric power generation", *Journal of Political Economy*, Vol. 84, págs. 655-676.
- CHRISTENSEN, L.R., JORGENSON, D.W., and LAU, L., 1975: "Transcendental logarithmic production frontiers", *Review of Economic and Statistics*, Vol. LV, págs. 28-45.
- CHRISTENSEN, L.R. and JORGENSON, D.W., 1969: "The measurement of US real capital input, 1929-1967", *The Review of Income and Wealth*, Series 15, págs. 293-320.
- CHRISTENSEN, L.R. and JORGENSON, D.W., 1970: "US real product and real factor input, 1929-1967", *The Review of Income and Wealth*, Series 16, págs. 19-50.
- DARROUGH, M.N. and Southey, C., 1977: "Duality in consumer theory made simple: the revealing of Roy's identity", *Canadian Journal of Economics* No. 7, págs. 307-317.
- DENNY, M. and FUSS, M., 1977: "The use of approximation analysis to test for separability and the existence of consistent aggregates", *American Economic Review*, Vol. 67, págs. 404-418.
- DENNY, M. and MAY, D., 1977: "The existence of real value-added function in the Canadian manufacturing sector", *Journal of Econometrics*, Vol. 5, págs. 55-69.
- DIAZ, Aldo, 1979: "Una formulación compacta de la teoría de los números índices", *Económica*, Año XXV, Nos. 1, 2, 3, Enero-Diciembre de 1979.
- DI EWERT, W.E., 1974: "Applications of duality theory" en "Frontiers of Quantitative Economics", Vol. 11, ed. M.D. Intriligator and D.A. Kendrick. New York, North Holland.
- DI EWERT, W.E., 1971: "An application of the Shepard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function", *Journal of Political Economy*, 79, págs. 481-507.
- DI EWERT, W.E., 1976: "Exact and superlative index numbers", *Journal of Econometrics*, 4, págs. 115-145.
- DIXON, P., BOWLES, S. and KENDRICK, D., 1980: "Notes and problems in microeconomic theory", North Holland, Amsterdam.
- ELIAS, V.J., 1977: "El insumo capital en Latinoamérica", *Ensayos de Economía* No. 3, *Instituto de Investigaciones Económicas*, Universidad Nacional de Tucumán, págs. 13-44.
- ELIAS, V.J., 1969: "Estimación del valor agregado, capital y trabajo en el sector manufacturero Argentino, 1935-1963", Universidad Nacional de Tucumán, Facultad de Ciencias Económicas, Instituto de Investigaciones Económicas.
- FUSS, M., 1977: "The demand for energy in Canadian manufacturing", *Journal of Econometrics*, Vol. 5, págs. 89-116.
- GOLDMAN, S.M. and UZAWA, H., 1964: "A note in separability in demand analysis", *Econometrica*, Vol. 32, págs. 387-398.

- GORMAN, W.M., 1959: "Separable utility and aggregation", *Econometría*, Vol. 27, págs. 469-481.
- GREEN, H.A.J., 1964: "Aggregation in economic analysis", *Princeton University Press*, Princeton, New Jersey, 1964.
- GRIFFIN, J.M. and GREGORY, P.R., 1976: "An intercountry translog model of energy substitution responses", *American Economic Review*, Vol. 66, págs. 845-858.
- HALL, R. and JORGENSON, D.W., 1967: "Tax policy and investment behavior", *American Economic Review*, Vol. 57, págs. 391-411.
- HALVORSEN, R., 1977: "Energy substitution in US manufacturing", *Review of Economics and Statistics*, Vol. LIX, págs. 381-388.
- HANOCH, G., 1975: "The elasticity of scale and the shapes of average costs", *American Economic Review*, Vol. 65, págs. 492-497.
- HENDERSON, J.M. y QUANDT, R.E., 1969: "Teoría Microeconómica", *Ariel*, Barcelona.
- HICKS, J.R., 1932: "The theory of wages".
- HICKS, J.R., 1939: "Value and capital", *The Clarendon Press*, Oxford.
- HUMPHREY, D.B. and MORONEY, J.R., 1975: "Substitution among capital, labour and natural resources products in American manufacturing", *Journal of Political Economy*, Vol. 83, págs. 57-82.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA Y CENSOS, (a): "*Boletín estadístico trimestral*". (varios números).
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA Y CENSOS, 1963: "*Boletín de estadística*", IV Trimestre: Salarios básicos de convenio.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA Y CENSOS, 1970: Censo Nacional de familias, población y viviendas. Resultados obtenidos por muestra".
- KMENTA, J., 1977: "Elementos de econometría", *Vicens-Vives*, Barcelona.
- LAU, L., 1970: "Duality and the structure of utility functions", *Journal of Economic Theory*, 1, págs. 374-396.
- LAU, L., 1979: "On exact index numbers", *Review of economics and statistics*, Vol. LXI, págs. 73-82.
- LAUMAS, P. and WILLIAMS, M., 1981: "The elasticity of substitution in India's manufacturing sector", *Journal of Development Economics*, 8, págs. 325-337.
- LEONTIEF, W., 1947: "Introduction to a theory of the internal structure of functional relationship", *Econometría*, Vol. 15, págs. 361-373.
- MC FADDEN, D., 1978: "Cost, revenue and profit functions", en "Production economics: A dual approach to theory and applications", Vol. 1, ed. *Melvyn Fuss and Daniel Mc Fadden*, North-Holland, Amsterdam.
- MORONEY, J.H. and TOEVS, A.L., 1977: "Factor cost and factor use: an analysis of labor, capital and natural resource inputs", *Southern Economic Journal*, Vol. 44, págs. 22, 23, 9.

- MUKERJI, V., 1963: "A generalized SMAC function with constant ratios of elasticity of substitution, *Review of Economic Studies*, Vol. 30, págs. 233-236.
- RUSSELL, R.R., 1975: "Functional separability and partial elasticities of substitution", *Review of Economic Studies*, Vol. XLII, págs. 79-85.
- SAMUELSON, P.A., 1968: "Two generalization of the elasticity of substitution", *J.N. Wolfe ed. "Value, capital and growth: Essays in honour of Sir John Hicks"*, Chicago, 1968.
- SAMUELSON, P.A., 1971: "Fundamentos del análisis económico", Ateneo, Buenos Aires.
- SAMUELSON, P.A., and Swamy, S., 1974: "Invariant index numbers and canonical duality: Survey and syntesis", *American Economic Review*, Vol. 64, págs. 566-593.
- SATO, K., 1967 : "A two level constant elasticity of substitution production function", *Review of Economic Studies*, Vol. 34, págs. 201-218.
- SATO, K. 1976: "The ideal index number", *Review of economics and statistics*, Vol. LVIII, págs. 223-228.
- SATO, K., and KOIZUMI, T., 1973: "The production function and the Theory of distributive shares, *American Economic Review*, Vol. 63, págs. 483-489.
- SOLOW, R., 1955: "The production function and the theory of capital" *Review of Economic Studies*, Vol. 23, págs. 101-108.
- SOLOW, R., 1957: "Technical change and the aggregate production function", *Review of Economic Studies*, Vol. 39, págs. 312-320.
- STAR, S. and HALL, R.E., 1976: "An approximate Divisia index of total factor productivity", *Econometrica*, Vol. 44, págs. 257-263.
- STROTZ, R.H., 1957: "The empirical implications of utility tree", *Econometrica*, Vol. 25, págs. 269-280.
- STROTZ, R.H., 1959: "The utility tree: A correction and further appraisal". *Econometrica*, Vol. 27, págs. 482-488.
- THEIL, H. 1971: "Principles of econometrics", *John Wiley and Sons Inc.*, New York.
- UZAWA, H., 1962: "Production functions with constant elasticities of substitution", *Review of Economic Studies*, Vol. 29, págs. 291-299.
- VARIAN, H., 1980: "Análisis microeconómico", *Bosch*, Barcelona.

## ANALISIS ECONOMICO DE LA TECNOLOGIA DEL SECTOR MANUFACTURERO ARGENTINO

### RESUMEN

El propósito de este trabajo es analizar las posibilidades de sustitución de insumos que existen en el sector manufacturero Argentino en el período 1950-1973 y examinar además los efectos de escala y la separabilidad de variables que caracterizan a la tecnología subyacente. Para ello se emplea el enfoque dual, utilizando una función de costo translogarítmica y asociándola a condiciones de optimización bajo el supuesto de que los mercados de recursos se aproximan razonablemente a formas competitivas. Los resultados obtenidos muestran que la estructura de producción es no homotética, los insumos no son separables, predominan las deseconomías de escala y finalmente las posibilidades de sustitución entre recursos son limitadas, ya que las elasticidades de sustitución parcial de Allen-Uzawa entre trabajo, capital y materias primas, aunque positivas, son bastante bajas.

## ECONOMIC ANALYSIS OF ARGENTINE'S MANUFACTURING TECHNOLOGY

### SUMMARY

The purpose of this paper is to explore the existing input substitution possibilities in the manufacturing sector of Argentine from 1950 to 1973 and to examine returns to scale and separability of variables that characterizes the subyacent technology. To obtain those results the dual approach is used with a translog cost function associated with side order conditions under the assumption of a reasonable competition in the factor markets. The main results shows that production technology is nonhomothetic, inputs are not separable, diseconomies of scale prevails and finally, there are rather limited substitution possibilities due to low positive Allen-Uzawa elasticities of substitution between labor, capital and materials.