

CAMBIO TECNOLÓGICO Y PRODUCTIVIDAD DE LAS EMPRESAS INDUSTRIALES URUGUAYAS

RUBEN TANSINI & PATRICIA TRIUNFO (*)

RESUMEN

En este trabajo se presentan las estimaciones de una función de costos translogarítmica en base a un modelo de datos panel para la industria uruguaya para 541 empresas entre 1988-1994. Asimismo se presentan las estimaciones para distintos agrupamientos, por tipo de empresa, mercado y división. Para el promedio de la muestra, el efecto neto de la escala y el cambio técnico permite observar un sesgo neutral en el uso de electricidad, ahorrador de combustible, ambiguo respecto a la mano de obra y materias primas y materiales y utilizador de capital. A su vez, no se rechaza la existencia de economías de escala constantes. La excepción son las empresas de la división 35 (Sustancias Químicas y Productos Químicos, Derivados del Petróleo y del Carbón, de Caucho y Plástico) que presentan rendimientos crecientes a escala, y las de mayor tamaño y las no exportadoras que presentan rendimientos decrecientes.

El análisis de la elasticidad de costos respecto al tiempo permite observar que en promedio las empresas redujeron un 5% sus costos en el período analizado, no rechazándose la hipótesis de cambio técnico neutral. Respecto a la productividad total de factores (PTF), se observa que ésta se redujo un 1.73% en el período, en tanto a nivel de agrupamientos de empresas se observa que las exportadoras son las que muestran mayor incremento de la PTF y las no exportadoras el menor. Por otra parte, la estimación de las elasticidades de sustitución permite afirmar que la mano de obra y el capital son sustitutos, especialmente en las empresas exportadoras. Las elasticidades precio indican que el capital es fuertemente elástico, a diferencia del resto de los insumos, independientemente del tipo de empresa que se considere.

(*) Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República

ABSTRACT

This paper estimates a translogarithmic cost function for the Uruguayan industry between 1988 and 1994, using data from 541 firms. The net effect of the scale and the technical change suggests a neutral bias in the electricity use and an ambiguous one in the case of labor and raw material and materials and capital utilization. The existence of constant returns to scale are not ruled out. The exceptions are the companies in the division 35 (chemical products, oil, coal, rubber and plastic derivatives) which shows increasing returns to scale, and the ones with larger sizes and non-exporters, which show decreasing returns.

The analysis of the cost elasticity over time shows that companies decreased, in average, 5% of their costs, which does not allow to reject the hypothesis of neutral technical change. Total productivity of factors (TFP) decreased 1.73%. At the level of company groups, the exporters show the higher TFP increase, while the non exporters exhibit the lowest. In addition, the estimations of the substitution elasticities suggest that labor and capital are substitutes, specially in the exporter firms. The price elasticities indicate that the capital is highly elastic, in opposition to the other inputs, regardless the company type.

I. INTRODUCCIÓN¹

El presente trabajo se centra en el estudio de la estructura de un conjunto de empresas industriales durante el período 1988-1994. A través de la estimación de una función de costos translogarítmica para datos panel (541 empresas entre 1988-1994), se busca determinar la existencia de cambio técnico así como una medida de la evolución de la productividad total de factores en el período.

Dado que las empresas presentan especificidades no modelables y que la función de costos translogarítmica es una aproximación lineal local a la función, es importante realizar las estimaciones para distintos puntos del espacio tecnológico. Por tal motivo, se realizan estimaciones para el promedio de la muestra con variables binarias por división industrial, así como para distintos agrupamientos de empresas, como ser: nacionales y extranjeras, grandes y chicas, exportadoras y no exportadoras, pertenecientes a la división 32 (Textiles, Prendas de Vestir y Cuero) y a la división 35 (Sustancias Químicas y Productos Químicos, Derivados del Petróleo y del Carbón, de Caucho y Plástico).

Por otra parte, a través de la función de costos es posible estimar las economías de escala y las distintas respuestas a precios de los factores productivos mediante las elasticidades de sustitución parcial de Allen y de las elasticidades precio propias.

El trabajo se ordena de la siguiente forma: después de presentar la estructura actual de la industria uruguaya, con el objetivo de caracterizar al sector en estudio, en la sección 3 se realiza el desarrollo del marco teórico y la modelización. En la siguiente sección se presenta el origen y las categorías de los datos utilizados. Finalmente, en la sección 5 se presentan los resultados, mientras que la sección 6 contiene las conclusiones que ameritan las estimaciones.

1 Se agradece especialmente a Héctor Pastori por su apoyo en la elaboración de la base de datos utilizada.

II. ESTRUCTURA DE LA INDUSTRIA URUGUAYA

El sector industrial uruguayo ha experimentado algunos cambios en el período de análisis, 1988-1994, por lo cual es importante analizarlos para poder identificar la estructura industrial.

Si bien entre 1988 y 1990 no existieron grandes variaciones de los principales agregados. El personal ocupado apenas varió un 0.6%, sin embargo, se aprecia un pequeño aumento en la importancia de la división 31 (Productos Alimenticios, Bebidas y Tabaco) y una pérdida de participación de la división 38. Asimismo, se observó un aumento en 1990 de la participación del Valor Agregado Bruto (VAB) en el Valor Bruto de Producción (VBP) debido fundamentalmente al crecimiento en la participación de salarios y compensaciones. Dicho aumento se dio principalmente en la división 32 (Textiles, Prendas de Vestir y Cuero).

Entre 1990 y 1994 se observaron algunos cambios de importancia, como ser la reducción en un 27% del número de empresas y la caída en un 30,5% del empleo. Por su parte, las empresas que mantuvieron actividad industrial en ambos años redujeron el empleo en 6,8%. En consecuencia, la inactividad de empresas explicó el 77,7% de la reducción del empleo en éstos cuatro años.

Las empresas con actividad incrementaron significativamente el VAB promedio por empresa en el período, en dólares corrientes. Su productividad casi se duplicó, mientras que las remuneraciones promedio por ocupado por empresa se incrementaron muy por debajo de ésta. En consecuencia la tasa de beneficio se incrementó en 6% en el período. La propensión a exportar promedio se redujo como consecuencia del mayor crecimiento de las ventas al mercado interno, dado que las exportaciones promedio por empresa se expandieron en menor medida que la facturación. El principal destino de las exportaciones de estas empresas en 1994 eran los países del Mercosur, y provenían principalmente de las divisiones 31 (Productos Alimenticios, Bebidas y Tabaco), 32 (Textiles, Prendas de Vestir y Cuero) y 35 (Sustancias Químicas y Productos Químicos, Derivados del Petróleo y del Carbón, de Caucho y Plástico).

Respecto a la inversión, dado que las empresas que cesaron su actividad no invertían, aumentó el porcentaje de empresas que lo hicieron,

pasando de representar el 64,5% en 1990 al 70,9% en 1994. Básicamente las que no invierten son empresas con menos de 100 ocupados y no exportadoras. El coeficiente de inversión se redujo junto con un significativo incremento de la inversión por ocupado, como consecuencia del moderado crecimiento de la inversión promedio por empresa y la fuerte caída del empleo.

La incorporación de nuevos productos en la oferta de las empresas fue importante, ya que más de la cuarta parte de las ventas totales de estas empresas correspondía a productos incorporados entre 1990 y 1994, siendo mayor esta proporción entre los productos exportados.

Finalmente, es necesario señalar que en el año 1990 se produjeron acontecimientos que trascienden al sector, como ser el comienzo de un nuevo gobierno nacional el cual realizó un ajuste fiscal, la existencia de una situación externa favorable y una creciente integración regional que culmina con la firma del Tratado de Asunción en 1991 (Mercosur).

III. MARCO TEÓRICO Y MODELIZACIÓN

Los modelos que consideran funciones de producción permiten, haciendo uso del concepto de dualidad, modelizar la tecnología en base a la función de costos, bajo el supuesto de que los agentes actúan minimizándolos en situación de precios exógenos (Berndt, 1977). En este caso se supone que la modelización es de largo plazo, por lo que se asume que existe un ajuste instantáneo de los insumos a las variaciones en los precios relativos.

Al igual que en trabajos previos se opta por la especificación translogarítmica dado que no impone restricciones de homoteticidad ni de cambio técnico neutral, lo cual permite ser testeado estadísticamente (Rossi y Tansini, 1988, Rossi y Tansini, 1989, Tansini y Zejan, 1990). Sin embargo, es necesario imponer homogeneidad de grado uno en precios para que la función tenga el comportamiento tradicional (Diewert, 1974). Para poder extraer información sobre la existencia de cambio tecnológico, se incluye una variable de tendencia temporal que capture las variaciones no explicadas, por lo que la especificación de la función de costos translogarítmica es la siguiente:

$$\begin{aligned}
\ln(c) = & \alpha_0 + \alpha_y \ln(y) + \sum_i \alpha_i \ln(p_i) + \frac{1}{2} \gamma_{yy} \ln(y)^2 + \\
& + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_i) \cdot \ln(p_j) + \sum_i \gamma_{iy} \ln(y) \cdot \ln(p_i) + \\
& + \alpha_t T + \frac{1}{2} \gamma_{tt} T^2 + \sum_i \gamma_{it} \ln(p_i) \cdot T + \gamma_{yt} \ln(y) \cdot T
\end{aligned} \quad (1)$$

$C = \text{costos totales}$

$y = \text{producto}$

$p_i = \text{precio de los insumos}; i = 1, \dots, n$

$T = \text{tendencia temporal}; T = 1, \dots, t$

Para que las condiciones de homogeneidad se satisfagan se supone que:

$$\begin{aligned}
\sum_i \alpha_i &= 1 \\
\sum_i \gamma_{iy} &= 0 \\
\sum_i \gamma_{ij} &= \sum_j \gamma_{ij} = 0 \\
\sum_i \gamma_{it} &= 0
\end{aligned} \quad (2)$$

Además, se imponen las restricciones de simetría:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (3)$$

Dado que la función de costos translogarítmica es una aproximación Taylor local de segundo orden, sus propiedades no se pueden extender a todo el recorrido de la variable, por lo que no son globales.

A su vez, es necesario someter a prueba la monotonicidad, concavidad respecto al precio de los insumos y homoteticidad de la función estimada. En el primer caso, es condición suficiente que los costos parciales estimados sean estrictamente positivos. Por su parte, es condición necesaria de la concavidad que las elasticidades de sustitución propias sean negativas y que los factores productivos no sean todos complementarios ($\sigma_{ij} < 0$). Por último, la homoteticidad, esto es, que la tasa marginal de sustitución en la producción sea independiente de los efectos de escala dependiendo sólo de los precios relativos, es probada si no se rechaza la hipótesis nula de γ_{iy} igual a cero. Si la función no es homotética, la relación entre costos,

producto y precios de los insumos no puede ser caracterizada globalmente, y por tanto, las participaciones de los insumos en el costo dependerán del nivel de producción.

Por su parte, la incorporación de la variable de tendencia temporal, permite probar la existencia de sesgo en la utilización de los factores, o de lo contrario la existencia de cambio técnico neutral a la Hicks ($\gamma_{it}=0$).

Partiendo de la función de costos translogarítmica a través del lema de Shepard, es posible derivar un sistema de ecuaciones de participación en costos de los distintos insumos -a partir del supuesto de que los precios de los factores son determinados exógenamente- diferenciando respecto al precio de los factores:

$$\partial \ln(C)/\partial \ln(p_i) = S_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_j) + \gamma_{iy} \ln(y) + \gamma_{it} T \quad (4)$$

con $i = 1, \dots, n$

donde S_i es la participación en costos del insumo i . El sistema formado por la ecuación de costos y las $(n-1)$ ecuaciones de participación no incrementa el número de parámetros a estimar, aunque sí introduce restricciones entre los coeficientes de las distintas ecuaciones. La homogeneidad lineal en el precio de los factores implica que las ecuaciones de participación parcial en costos suman la unidad. Por tanto, para evitar la sobre identificación del sistema una de las ecuaciones debe ser eliminada, siendo invariantes los resultados de la estimación a la ecuación que se elimine (Barten, 1969). La incorporación de nueva información origina que la estimación conjunta del sistema resulte más eficiente que la estimación de cada ecuación por separado. Esto determina la necesidad de utilizar un método de estimación alternativo a mínimos cuadrados ordinarios, como es Máxima Verosimilitud con información completa (Kmenta y Gilbert, 1968) que, a su vez, es equivalente al método SUR (Seemingly Unrelated Equations, Zellner, 1962)².

Para que el modelo sea operativo, primero se deben imponer las restricciones de homogeneidad y simetría, y evitar el problema de la sobre identificación del sistema. Esto se logra normalizando por el precio enésimo

² Ambos métodos coinciden cuando las restricciones de simetría no son impuestas.

y descartando la enésima ecuación de participación (Greene,1990). Por otra parte, dado que se toman precios únicos para la muestra industrial y dada la heterogeneidad existente entre las mismas se incluyen variables binarias que dan cuenta de la división a la que pertenece la firma, siendo éstas interactivas con los precios y el producto. Por último, se agrega un componente estocástico a cada ecuación, asumiéndose que son independientes e idénticamente distribuidos multinormal, con vector de media cero y matriz de varianzas y covarianzas no singulares. La especificación estocástica considera la posibilidad de que la empresa cometa errores al minimizar costos. Por tanto, el modelo a estimar se transforma en:

$$\begin{aligned}
 \ln(c) = & \alpha_0 + \alpha_y \ln(y) + \sum_i \alpha_i \ln(p_i / p_{MM}) + \frac{1}{2} \gamma_{yy} \ln(y)^2 + \\
 & + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_i / p_{MM}) \cdot \ln(p_j / p_{MM}) + \\
 & + \sum_i \gamma_{iy} \ln(y) \cdot \ln(p_i / p_{MM}) + \alpha_t T + \frac{1}{2} \gamma_{tt} T^2 + \\
 & + \sum_i \gamma_{it} \ln(p_i / p_{MM}) \cdot T + \gamma_{yt} \ln(y) \cdot T + \sum_f \beta_f D_f + \\
 & + \sum_i \sum_f \beta_{fi} D_f \cdot (\ln p_i / p_{MM}) + \sum_f \beta_{fy} D_f \cdot \ln(y) \\
 \\
 S_K = & \alpha_K + \gamma_{KK} \ln(p_K / p_{MM}) + \gamma_{KL} \ln(p_L / p_{MM}) + \gamma_{KE} \ln(p_E / p_{MM}) + \\
 & + \gamma_{KC} \ln(p_C / p_{MM}) + \gamma_{Ky} \ln(y) + \gamma_{Kt} T + \sum_f \beta_{fi} D_f + u_K \\
 \\
 S_L = & \alpha_L + \gamma_{KL} \ln(p_K / p_{MM}) + \gamma_{LL} \ln(p_L / p_{MM}) + \gamma_{LE} \ln(p_E / p_{MM}) + \\
 & + \gamma_{LC} \ln(p_C / p_{MM}) + \gamma_{Ly} \ln(y) + \gamma_{Lt} T + \sum_f \beta_{fi} D_f + u_L \\
 \\
 S_E = & \alpha_E + \gamma_{KE} \ln(p_K / p_{MM}) + \gamma_{LE} \ln(p_L / p_{MM}) + \gamma_{EE} \ln(p_E / p_{MM}) + \\
 & + \gamma_{EC} \ln(p_C / p_{MM}) + \gamma_{Ey} \ln(y) + \gamma_{Et} T + \sum_f \beta_{fi} D_f + u_E \\
 \\
 S_C = & \alpha_C + \gamma_{KC} \ln(p_K / p_{MM}) + \gamma_{LC} \ln(p_L / p_{MM}) + \gamma_{CE} \ln(p_E / p_{MM}) + \\
 & + \gamma_{CC} \ln(p_C / p_{MM}) + \gamma_{Cy} \ln(y) + \gamma_{Ct} T + \sum_f \beta_{fi} D_f + u_C
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

$C = \text{costos totales}$

$y = \text{producto}$

$p_i = \text{precio de los insumos; } E(\text{electricidad}), C(\text{combustible}), L(\text{trabajo}), K(\text{capital}), MM(\text{Materias primas y materiales})$

$T = \text{tendencia temporal; } T = 1, \dots, 7$

$D = \text{variables binarias; } D = 1, \dots, 9$

A partir de este modelo de largo plazo, es posible obtener las elasticidades parciales de sustitución, las elasticidades precios y las cruzadas de los insumos (Rossi y Tansini, 1989).

Las elasticidades de sustitución parciales de Allen se calculan de la siguiente forma:

$$\delta_{ij} = 1 + \frac{\gamma_{ij}}{S_i S_j} \quad (6)$$

\bar{S}_i es la participación estimada promedio del factor i en los factores variables. Por tanto, las elasticidades podrían variar cada año dependiendo del desarrollo de la participación en los costos.

Por su parte, las elasticidades de la demanda en precio están dadas por:

$$\eta_{ii} = \delta_{ii} \cdot \bar{S}_i \quad (7)$$

Para estimar las varianzas asintóticas de las elasticidades se utiliza la siguiente aproximación:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\delta_{ij}) &\cong \frac{\text{Var}(\gamma_{ij})}{S_i^2 S_j^2} \text{ con } i \neq j \\ \text{Var}(\eta_{ii}) &\cong \frac{\text{Var}(\gamma_{ii})}{S_i^2} \end{aligned} \quad (8)$$

Al no tomar en cuenta la naturaleza estocástica de la participación en costos, se puede subestimar la estimación de dichas varianzas (Moroney y Toevs, 1977).

El efecto de escala puede ser determinado a través de la elasticidad de costos con respecto al producto:

$$\varepsilon_{cy} = \alpha_y + \gamma_{yy} \ln(y) + \sum_i \gamma_{iy} \ln(p_i) + \gamma_{yt} T + \sum_f \beta_{fy} \ln(y) \quad (9)$$

Si ε_{cy} es menor (mayor) que uno entonces el incremento de los costos es proporcionalmente menor (mayor) al incremento del producto, indicando economías de escala (deseconomías de escala).

A su vez, el progreso técnico se calcula a través de la elasticidad de costos respecto al tiempo:

$$\varepsilon_{ct} = -(\alpha_t + \gamma_{tt} T + \sum_i \gamma_{it} \ln(p_i) + \gamma_{yt} \ln(y)) \quad (10)$$

El signo negativo se debe a que una reducción en los costos implicará un impacto positivo desde el punto de vista del cambio técnico.

La Productividad Total de Factores (PTF) puede ser expresada como (Nelson, 1990):

$$PTF = (1 - \varepsilon_{cy}) \dot{y} + \varepsilon_{ct} \quad (11)$$

donde \dot{y} es la tasa de crecimiento del producto en el período. En ésta expresión, en el caso de presentar rendimientos constantes a escala la medida del crecimiento de la PTF se debe enteramente al cambio técnico.

IV. DATOS

En base a la Encuesta Anual Industrial (EAI) del Instituto Nacional de Estadística (INE) se seleccionaron 541 empresas, las cuales tuvieron actividad durante el período 1988-1994 y a su vez presentaban información para todo el período. Las mismas corresponden aproximadamente al 69% del personal ocupado de la muestra de la EAI de 1988 y al 78% del VAB. Para dichas empresas se observa que el empleo cayó aproximadamente un 23% y el VAB se incrementó un 87%, medido en valores reales.

Para la estimación de largo plazo las variables, en dólares corrientes, que definen las distintas participaciones en costos son las siguientes:

Costos Totales: $CT = \text{gasto en combustible} + \text{remuneraciones corrientes} + \text{aportes patronales} + \text{gasto en electricidad} + \text{consumo de materias primas y materiales} + \text{depreciación del capital}$

Participación de la mano de obra: $S_L = (\text{remuneraciones corrientes} + \text{aportes patronales}) / CT$

Participación del capital: $S_K = \text{depreciación} / CT$

Participación de la electricidad: $S_E = \text{gasto en electricidad} / CT$

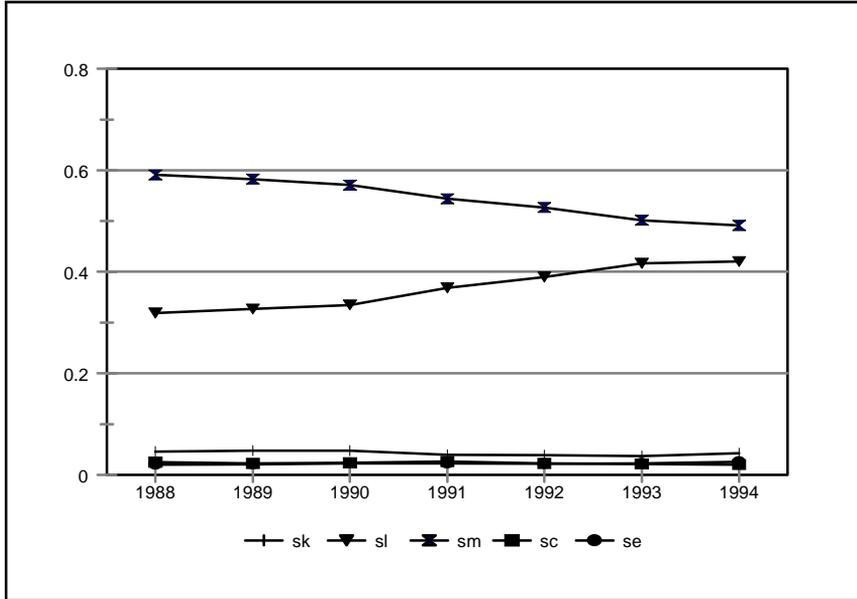
Participación de materias primas y materiales: $S_{MM} = \text{consumo de materias primas y materiales} / CT$

Participación del combustible: $S_C = \text{gasto en combustible} / CT$

Los costos totales en dólares corrientes se incrementaron un 40% en el período analizado.

Si se observa la evolución de la participación en los costos de los distintos factores para el promedio de la muestra (ver gráfico 1), se destaca el aumento de la participación de la mano de obra en un 32% , así como la reducción de la participación de materiales y materias primas en 17%.

Gráfico1
Participación en los costos de los factores, promedio de la muestra



El aumento de la participación de la mano de obra hay que analizarla conjuntamente con la reducción del empleo promedio en un 23% y con el aumento de su precio de la mano de obra en 146%.

A su vez, tanto el capital como la electricidad y el combustible representan un porcentaje mucho menor de los costos totales y no han presentado grandes variaciones en el período analizado.

Sin embargo, si se analiza dicha evolución para distintos tipos de empresas se encuentran diferencias. El cuadro 1 presenta en particular la evolución de la participación de la mano de obra, para la cual se observan más diferencias, para los siguientes agrupamientos: según el tamaño, chicas (menos de 100 ocupados) y grandes; según la propiedad del capital, nacionales (más del 20% de capital extranjero) y extranjeras; según el destino de las ventas, exportadoras y no exportadoras; o la división a la que pertenecen.

Cuadro 1:
Evolución de la participación de la mano de obra, por tipo de empresa (1988=100)

Año	División 32	División 35	Nacionales	Extranjeras	No Exportadoras	Exportadoras	Chicas	Grandes
1988	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1989	107.58	103.13	102.87	99.79	103.26	101.22	102.23	103.25
1990	111.06	102.59	105.42	103.48	104.18	106.56	104.67	105.70
1991	123.53	116.47	116.13	113.37	114.51	117.33	114.50	117.65
1992	132.06	128.17	122.05	122.04	120.20	126.08	120.04	127.12
1993	141.22	136.09	130.40	132.40	126.80	138.23	127.90	137.08
1994	137.55	139.70	132.14	129.30	129.82	135.80	129.41	137.36

Las empresas que más han aumentado la participación de la mano de obra en el período son las pertenecientes a la división 35, 32, las grandes y las exportadoras. Por su parte la división 35, que es la que más la ha aumentado, redujo el nivel de empleo en un 15%, mientras en la división 32 se observa la mayor reducción en el empleo en el torno del 32%.

Respecto a los precios, a partir de un precio promedio de la muestra seleccionada se construye un índice de precios en dólares con base 1990:

Precio mano de obra: $P_L = (\text{remuneraciones corrientes} + \text{aportes patronales}) / \text{Personal ocupado}$

Precio capital: $P_K = \text{índice de precio del capital}$
(Fuente: Elaboración del Departamento de Economía, Área Econometría)

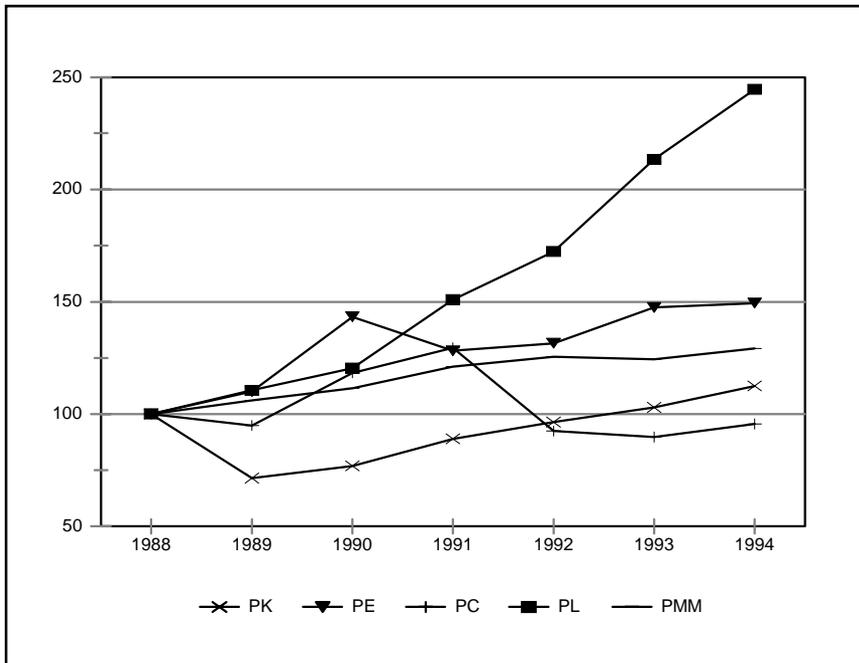
La definición del capital incluye: edificios y construcciones, maquinarias y equipos, vehículos y equipos de transporte, muebles y enseres, herramientas y otros. El índice de precio de bienes de capital surge de la ponderación de un índice de precios de maquinarias y equipos importados, de un índice de precios mayoristas de la división 38 (Productos Metálicos, Maquinaria y Equipo) y del índice de costo de la construcción.

Precio electricidad: $P_E = \text{gasto en electricidad} / \text{kwh consumidos}$

Precio materias primas y materiales: $P_{MM} = \text{Indice materias primas y materiales}$ (Fuente: Banco de Datos de Economía e Historia Económica)

Precio combustibles:³ $P_C = \text{gasto en combustible} / \text{toneladas equivalente de petróleo}$

Gráfico 2
Evolución de los precios de los factores, 1988=100



³ Para formar este precio, el gasto de los distintos combustibles declarados en las unidades respectivas fue llevado a toneladas equivalentes de petróleo, a través de las equivalencias del Balance Energético Nacional.

Por lo tanto, la mano de obra es el factor que presenta un mayor aumento en el período (146%).

Respecto al producto, para tomar una aproximación de cantidad se opta por tomar el VBP deflactado por el índice de precios mayoristas nacionales.

V. RESULTADOS⁴

Como se mencionó anteriormente la muestra está formada por distintas empresas que tienen especificidades no modelables, por lo cual se opta por incluir una variable binaria por división industrial, lo cual actúa como efectos fijos a nivel de división en la metodología de datos panel. Para evaluar la pertinencia de dicha inclusión se utilizó el estadístico de Wald, no rechazando la hipótesis de que sus coeficientes sean distintos de cero (Wald 1360,85), por ello se incluye en el modelo dichas variables binarias.

A pesar de que el ajuste de la ecuación de costos es alta no es un buen indicador dado que se estimó incluyendo restricciones. El análisis de los coeficientes, que se encuentran en el apéndice 1, permite ver que en particular los coeficientes que dan cuenta de la escala de producción son altamente significativos.

Las estimaciones se realizaron para el promedio de la muestra y para algunos agrupamientos de empresas, como ser: división 32 y 35; para empresas chicas (menos de 100 ocupados) y grandes; nacionales (menos del 10% de capital extranjero en la propiedad) y extranjeras; exportadoras y no exportadoras. Al tomar las empresas agrupadas por tamaño, propiedad, o destino de las ventas, se observan cambios significativos en los distintos años. Para poder estimar con datos panel se tomó el año 1990 como base. Ello se debe a que para algunas categorías sólo se tiene información para los años 1990 y 1994 porque surge de la Encuesta de Dinamismo realizada en esos años (Departamento de Economía). Por otra parte, las estimaciones

4 Las estimaciones y pruebas correspondientes se han realizado en SAS. Los principales parámetros estimados para el promedio de la muestra, para la división 32 y 35 se encuentran en el anexo, el resto está a disposición de quien lo solicite.

por división se realizaron para comparar los resultados con trabajos previos (Rossi y Tansini, 1988, Rossi y Tansini, 1989, Tansini y Zejan, 1990). Mediante el test de Chow se encuentra que efectivamente existen cambios en los coeficientes según el tipo de empresa, dado que como se ve en la tabla la probabilidad de que sea cierta la hipótesis nula es cero.

Cuadro 2
Test de Chow para distintos tipos de empresas

	F	Prob.
Chicas/Grandes (N=2471)	2.23	0.00
No exportadoras/Exportadoras (N=2331)	2.60	0.00
Nacionales/Extranjeras (N=3304)	2.96	0.00

A continuación se presentan los resultados de las principales características de la función que fueron sometidas a prueba.

Cuadro 3
Evaluación del sistema

Tipo de empresa	Homoteticidad ($\alpha_y = 0$)		Cobb Douglas	
	Estadístico de Wald	Prob.	Estadístico de Wald	Prob.
Promedio	270.50	0.00	1868.85	0.00
División 32	142.77	0.00	218.89	0.00
División 35	22.25	0.00	111.60	0.00
Chicas	124.72	0.00	1112.05	0.00
Grandes	385.00	0.00	1389.08	0.00
Nacionales	286.66	0.00	1678.03	0.00
Extranjeras	40.93	0.00	449.19	0.00
No Exportadoras	96.13	0.00	1152.33	0.00
Exportadoras	189.04	0.00	1189.56	0.00

Se realizan pruebas respecto a la homoteticidad y sobre la pertinencia de la modelización de la tecnología mediante la formulación tranlogarítmica contrastándola con la Cobb-Douglas. Las pruebas se realizan a nivel del conjunto de la muestra y para las categorías señaladas. De acuerdo a lo que se observa en el cuadro 3 se rechaza la hipótesis de homoteticidad. Esto implica que la relación entre costos, producto y precios de los insumos no puede ser caracterizada globalmente.

Como alternativa al uso de una forma funcional flexible como aproximación de la función de costos se plantea una tecnología Cobb-Douglas. La prueba de hipótesis correspondiente, que impone el valor cero a los coeficientes de segundo orden, es rechazada en todos los casos, lo que implica que las elasticidades de sustitución no son unitarias.

Por su parte, la estimación de las elasticidades de sustitución, que se presentan en el cuadro 4, permite analizar las posibilidades de sustitución de los insumos ante variaciones de los precios relativos.

Cuadro 4
Elasticidades de sustitución por tipo de empresa

Tipo de empresa	KL	KE	KC	EL	EC	CL	ML	MK	ME	MC
Promedio	1.798	6.878	-4.169	-0.255	3.928	-1.228	0.931	0.293	0.655	1.500
	(1.52)	(1.34)	(-0.84)	(-0.16)	(0.49)	(-0.76)	(2.86)	(0.38)	(0.37)	(1.19)
División 32	0.908	1.812	0.158	0.467	-4.733	-1.254	1.352	1.960	0.549	1.163
	(0.36)	(0.17)	(0.01)	(0.15)	(-0.23)	(-0.32)	(1.91)	(1.22)	(0.23)	(0.71)
División 35	0.170	16.491	8.292	-4.068	-19.182	-2.214	0.822	0.571	4.076	2.487
	(0.07)	(1.15)	(0.57)	(-1.11)	(-0.71)	(-0.58)	(1.18)	(0.33)	(1.17)	(0.79)
Chicas	1.045	5.737	5.021	0.834	3.355	-0.126	0.779	0.708	0.094	0.700
	(0.69)	(0.91)	(0.82)	(0.48)	(0.38)	(-0.07)	(1.68)	(0.69)	(0.07)	(0.45)
Grandes	2.636	7.420	7.051	-2.071	5.374	-3.710	1.227	-0.117	1.485	3.040
	(1.50)	(0.94)	(0.88)	(-0.77)	(0.36)	(-1.30)	(2.68)	(-0.11)	(0.79)	(0.15)
Nacionales	1.574	7.507	9.038	-0.521	0.113	-0.607	0.930	0.378	0.758	1.168
	(1.18)	(1.28)	(1.70)	(-0.30)	(0.00)	(-0.35)	(2.66)	(0.459)	(0.548)	(0.87)
Extranjeras	2.475	-1.664	10.603	2.043	22.335	-6.416	0.970	0.125	-0.488	4.501
	(0.99)	(-0.18)	(0.79)	(0.65)	(1.05)	(-1.31)	(1.22)	(0.07)	(-0.19)	(1.07)
No Exportadoras	0.641	7.830	5.014	0.058	3.342	-0.794	0.848	1.064	0.688	1.461
	(0.42)	(1.23)	(0.78)	(0.03)	(0.42)	(-0.41)	(1.99)	(1.02)	(0.50)	(0.89)
Exportadoras	3.465	4.638	9.851	-0.350	2.900	-2.321	1.083	-0.699	0.470	1.614
	(2.01)	(0.62)	(1.34)	(-0.13)	(0.21)	(-0.85)	(2.24)	(-0.68)	(0.25)	(0.85)

Nota: Entre paréntesis valor t.

Tomando únicamente aquellas que son significativas a nivel de toda la muestra, es posible afirmar que el capital y la mano de obra son sustitutos ($\sigma_{KL} > 0$), al igual que capital y electricidad ($\sigma_{KE} > 0$), materiales y materias primas y mano de obra ($\sigma_{ML} > 0$). No se evidencian diferencias cuando se realizan las estimaciones por tipo de empresa, aunque sí en los niveles de significación. La excepción a ello es que se observan diferencias de signo al analizar la elasticidad de sustitución entre el capital y los combustibles, aunque sólo es significativamente positiva en el caso de las empresas nacionales y exportadoras.

Para el promedio de la muestra, la sustitución entre la mano de obra y el capital explicaría el incremento de la participación del capital ($KY > 0$) y la reducción de la mano de obra ($LY < 0$).

En cuanto a las elasticidades precio propias, los resultados obtenidos fueron los siguientes:

Cuadro 5
Elasticidades precio propias por tipo de empresa

Tipo de empresa	KK	LL	EE	CC	MM
Promedio	-1.116	-0.548	-0.646	-0.711	-0.405
	(-5.82)	(-3.15)	(-2.41)	(-0.71)	(-2.89)
División 32	-1.448	-0.765	-0.469	-0.865	-0.646
	(-3.52)	(-2.01)	(-0.80)	(-1.69)	(-2.13)
División 35	-0.916	-0.299	-0.906	-0.241	-0.488
	(-2.25)	(-0.86)	(-0.93)	(-0.42)	(-1.46)
Chicas	-1.037	-0.471	-0.675	-0.633	-0.346
	(-4.21)	(-2.13)	(-2.07)	(-2.15)	(-1.87)
Grandes	-1.160	-0.690	-0.620	-0.907	-0.511
	(-4.12)	(-2.72)	(-1.16)	(-2.10)	(-2.62)
Nacionales	-1.086	-0.544	-0.537	-0.644	-0.402
	(-5.08)	(-2.84)	(-1.63)	(-2.46)	(-2.55)
Extranjeras	-1.202	-0.559	-0.865	-0.896	-0.459
	(-2.59)	(-1.32)	(-1.50)	(-1.13)	(-1.31)
No Exportadoras	-1.095	-0.455	-0.777	-0.732	-0.419
	(-4.36)	(-2.05)	(-2.36)	(-2.31)	(-2.22)
Exportadoras	-1.099	-0.722	-0.433	-0.674	-0.380
	(-3.99)	(-2.72)	(-0.86)	(-1.75)	(-1.79)

Nota: Entre paréntesis valor t.

En todos los casos las elasticidades son altamente significativas y no se observan grandes cambios entre los distintos tipos de empresas.

La elasticidad precio de la demanda de bienes de capital resulta significativa y elástica en la mayoría de los casos, salvo para la división 35 en donde se muestra inelástica. El resto de las demandas son inelásticas

y en particular los materiales y materias primas presentan el menor nivel de valor absoluto. A su vez, respecto a la demanda de mano de obra, la mayor sensibilidad al precio se observa en las empresas exportadoras, aunque se mantiene inelástica; y la menor respuesta al precio se observa en las empresas chicas, las nacionales y las no exportadoras. Es de notar que la reducción en el empleo que se señaló previamente en el sector industrial, se verifica principalmente en éste tipo de empresas, lo que podría estar señalando que existe una capacidad de sustitución decreciente en tanto se reduce la utilización de ese factor. Es decir, probablemente la reducción operada impone restricciones a continuar con su sustitución o reducción, aún con precios relativos favorables a ello, en particular en un contexto de incremento de la producción.

En base a la elasticidad precio de la mano de obra, es posible afirmar que el ajuste en el empleo del sector industrial hubiera sido mayor si no hubiera existido esta tecnología. Es decir, a pesar del incremento del precio de la mano de obra en un 146% se verifica un aumento de su participación a una tasa menor, debido al ajuste realizado por cantidad. Al final de período se encuentra un mayor valor de costo promedio de la mano de obra pero con un menor nivel de empleo.

A su vez, es importante señalar que el signo negativo de las elasticidades precio propias junto con la comprobación de que no todos los factores son complementarios, evidencia que la función es cóncava.

En cuanto a los rendimientos a escala, los resultados se presentan en el siguiente cuadro junto con la prueba de hipótesis de rendimientos constantes a escala.

Cuadro 6
Economías de escala por tipo de empresa

Tipo de empresa	ε_{cy}	$\varepsilon_{cy} = 1$	
		Estadístico de Wald	Prob.
Promedio	1.31	3.71	0.05
División 32	1.00	0.00	0.97
División 35	0.97	16.49	0.00
Chicas	1.35	3.45	0.06
Grandes	1.20	4.45	0.03
Nacionales	0.79	1.42	0.23
Extranjeras	0.95	0.04	0.85
No Exportadoras	1.51	7.36	0.00
Exportadoras	0.85	0.12	0.73

Para el promedio de la muestra, al 95% de confianza no es posible rechazar la existencia de rendimientos constantes a escala. Lo mismo sucede para las empresas de la división 32, las chicas, las exportadoras, las extranjeras y las nacionales. Sin embargo, para las empresas de la división 35 no se rechaza la presencia de rendimientos crecientes a escala. A su vez, para las empresas grandes y no exportadoras no es posible rechazar las deseconomías de escala. Es de recordar que la situación de economías de escala constantes estaría indicando que las empresas se ubican en el punto económico óptimo, en el sentido que las variaciones en la utilización de insumos generarán un cambio similar en el producto.

El análisis de la elasticidad de costos respecto al tiempo permite observar que en promedio las empresas redujeron un 5% sus costos durante el período analizado (ver cuadro 7). A su vez, las empresas extranjeras y las de la división 35 son las que presentan una mayor reducción en ese sentido.

Cuadro 7
Cambio técnico y PTF por tipo de empresa, en porcentaje

Tipo de empresa	ε_{ct}	PTF	\dot{y}
Promedio	5.00	-1.73	21.59
División 32	3.00	2.99	-12.16
División 35	6.02	7.00	28.53
Chicas	5.27	-2.45	22.15
Grandes	4.45	0.12	21.49
Nacionales	4.91	8.14	15.74
Extranjeras	6.18	8.01	35.10
No Exportadoras	5.24	-19.34	48.17
Exportadoras	4.31	9.96	36.75

En el cuadro 8 se analiza el tipo de cambio técnico tanto para el promedio de la muestra como para los distintos agrupamientos de empresas.

Cuadro 8
Cambio técnico por tipo de empresa

Tipo de empresa	$\alpha_t = \gamma_{it} = 0$		$\gamma_{it} = 0$		$\gamma_{yt} = 0$	
	Estadístico de Wald	Prob.	Estadístico de Wald	Prob.	Estadístico de Wald	Prob.
Promedio	24.20	0.00	6.52	0.16	2.55	0.11
División 32	11.37	0.00	2.99	0.56	4.51	0.03
División 35	0.07	0.97	2.76	0.60	1.42	0.23
Chicas	10.62	0.00	2.00	0.74	0.82	0.37
Grandes	5.59	0.06	7.46	0.11	0.09	0.77
Nacionales	32.52	0.00	4.87	0.30	7.45	0.00
Extranjeras	0.99	0.61	2.09	0.72	0.06	0.81
No Exportadoras	12.17	0.00	2.44	0.65	1.48	0.22
Exportadoras	8.06	0.02	5.92	0.20	0.16	0.69

En general se acuerdo al cuadro anterior se acepta la hipótesis de un cambio técnico neutral, esto es, asociado con el ahorro de insumos en proporciones constantes. Por otra parte, para las empresas pertenecientes a la división 32 y para las nacionales se detecta que aumentan los costos medios con la escala de producción.

Sin embargo, el análisis de los coeficientes para el promedio de la muestra permite observar que el cambio técnico se presenta como utilizador de mano de obra ($LT=0.015$, significativo al 95%) y, a su vez, el desarrollo del nivel de producción es ahorrador de mano de obra ($LY=-0.025$, significativo al 99.5%). Por lo tanto, analizando el efecto neto de la escala y el cambio técnico se presenta ambiguo para la mano de obra y materiales y materias primas, con un sesgo neutral en el uso de electricidad, ahorrador de combustibles y utilizador de capital. Tomando las estimaciones por división industrial, tanto en la división 32 como en la 35 se mantiene lo encontrado para combustibles, electricidad y materiales y materias primas, a nivel agregado. Sin embargo, en ambas divisiones se evidencia que el cambio técnico es ahorrador de mano de obra y neutral en el uso del capital.

Respecto al PTF, un resultado llamativo es el encontrado en las estimaciones de las empresas según el destino de sus ventas. Las empresas exportadoras son las que presentan un mayor aumento de la PTF, mientras que en las no exportadoras fue negativo (-19.34), lo que está ligado a las deseconomías de escala que presenta éste grupo de empresas ya que tuvieron el mayor crecimiento del producto y una reducción de costos similar a los otros agrupamientos.

Estos resultados no son estrictamente comparables con trabajos previos, por la definición de insumos utilizada y por no imponerse homoteticidad (Rossi y Tansini, 1988). Sin embargo, es útil recordar lo obtenido entonces. Para la división 32, el efecto neto no resultaba claro para la mano de obra y la electricidad, en tanto era utilizador de capital y ahorrador de materias primas. Los resultados para la división 35 eran los siguientes: utilizador de materias primas, ahorrador de electricidad y mano de obra, neutral respecto a combustibles y ambiguo en cuanto a la utilización de capital. Por lo tanto, en particular es de destacar el sesgo ahorrador en mano de obra que se encuentra en este trabajo para las divisiones 32 y 35 a diferencia del citado, así como la tendencia neutral en cuanto a la utilización de capital.

VI. CONCLUSIONES

Las empresas industriales estudiadas se presentan como heterogéneas dado que son altamente significativas las variables binarias incluidas por división industrial. Dicha diferenciación se debe en parte a características de tamaño, de origen de la propiedad, del destino de las ventas, dado que las pruebas realizadas indican la pertinencia de realizar distintas estimaciones para éstos agrupamientos.

Los resultados permiten afirmar que en promedio las empresas operan en la escala óptima. Las excepciones encontradas son las empresas pertenecientes a la división 35 que presentan rendimientos crecientes a escala, y las empresas grandes y las no exportadoras que muestran deseconomías de escala.

Asimismo, señalan que para el total de la muestra hubo una reducción de costos en el período analizado, siendo aún más relevante en las empresas de la división 35 y en las extranjeras. A su vez, en ningún caso se rechaza que el cambio técnico sea neutral a la Hicks. El efecto neto de la escala y el cambio técnico presenta un sesgo neutral en el uso de electricidad, ahorrador de combustible, ambiguo para la mano de obra y materiales y materias primas y utilizador de capital para el conjunto de la muestra. Por su parte, las estimaciones por división industrial, tanto en la 32 como en la 35 el efecto neto de la escala y el cambio técnico es ahorrador de mano de obra y de combustible, en tanto es neutral en los otros casos.

Por otra parte, se observa una reducción de un 23% en el empleo durante el período analizado junto con un aumento de un 146% en el precio de la mano de obra, lo cual es coherente con la rigidez encontrada en la elasticidad precio propia. A su vez, en la mayoría de los agrupamientos de empresas se evidencia una tendencia ahorradora de mano de obra y la existencia de alta sustitución entre éste factor y el capital. Por lo tanto, los procesos se podrían tornar intensivos en capital, lo cual es reafirmado con la característica de ser utilizador de capital para el promedio de la muestra. En particular, aquel tipo de empresa que no se encuentra en la escala óptima, como por ejemplo las grandes y las no exportadoras, al expandir la producción, por la elasticidad de sustitución mayor a cero entre el capital y el trabajo, tenderían a un aumento de la demanda de capital y a una reducción de mano de obra. Lo anterior sería reforzado por el signo negativo de la relación entre producto y mano de obra ($LY < 0$). Por último, los

materiales y las materias primas se presentan como los más inflexibles a las variaciones del precio. Pero es de notar, que éste último resultado no es independiente de las características de las empresas, por ejemplo, las pertenecientes a la división 32 son más sensibles frente a la variación en precios que aquellas pertenecientes a la 35, así como las grandes lo son en comparación con las de menor tamaño.

VII. REFERENCIAS

- Berndt, E. (1977).** "Reconciling alternative estimates of the elasticity of substitution", *Review of Economics and Statistics*.
- Greene, W.H. (1990).** *Econometric Analysis*, MacMillan, New York.
- Moroney, J.R. & Toeves, A. (1977).** "Factor costs and factor use: an analysis of labour, capital, and natural resource inputs", *Southern Economic Journal*.
- Nelson, R. (1990).** "Productivity growth, scale economics and the Schumpeterian hypothesis", *Southern Economic Journal*, vol 57, n12.
- Rossi, M. & Tansini, R. (1988).** "Sesgo tecnológico y demanda factorial en las ramas textil-cuero y química", *Uruguay 89, Instituto de Economía de la Universidad de la República del Uruguay*.
- Rossi, M. & Tansini, R. (1989).** "Progreso técnico, elasticidad de sustitución y elasticidad precio de la demanda de factores de producción en la industria del Uruguay, 1976-1986", *Revista de Economía 4(1)*.
- Tansini, R. & Zejan, M. (1990).** "Una modelización del sector manufacturero con factores cuasi fijos", *Suma 5(8)*.
- Zellner, A. (1962).** "An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and test for aggregation bias", *Journal of America Statistical Association*, n1 58.

VIII. ANEXO

Cuadro 1: Principales parámetros estimados para la función promedio, la división 32 y la 35

Parámetro	Promedio		División 32		División 35	
	Valor	t	Parámetro	t	Parámetro	t
a	-5.3101	-15.27	-4.9302	-7.46	-3.9581	-4.89
y	1.0721	26.56	1.0026	11.21	0.8463	7.72
yy	-0.0096	-3.52	-0.00015	-0.24	0.0095	1.26
t	-0.0540	-2.46	-0.1413	-2.74	0.0087	0.15
tt	-0.0070	-2.55	-0.0027	-0.46	-0.0017	-0.26
yt	0.0021	1.60	0.0067	2.12	-0.0043	-1.19
e	0.0176	2.82	0.0282	2.30	-0.0016	-0.07
el	-0.0103	-0.81	-0.0044	-0.17	-0.0532	-1.38
ee	0.0074	1.13	0.0114	0.87	0.0180	0.07
ec	0.0015	0.36	-0.0023	-0.028	-0.0072	-0.75
ek	0.0056	1.14	0.0008	0.08	0.0158	1.08
ey	-0.0002	-0.87	-0.0007	-1.21	0.0008	0.68
et	0.0018	1.32	0.0017	0.59	0.0057	1.29
c	0.0321	4.41	0.0412	3.39	0.0247	2.55
cl	-0.0190	-1.39	-0.0147	-0.57	-0.0171	-0.84
cc	0.0061	1.07	0.0021	0.21	0.0101	1.3
ck	0.0051	1.04	-0.0006	-0.07	0.0039	0.51
cy	-0.0015	-4.20	-0.0017	-2.71	-0.0009	-1.98
ct	0.0019	1.27	0.0011	0.39	0.0017	0.79
l	0.7271	20.95	0.9353	13.25	0.5734	7.04
ll	0.0308	0.48	-0.0505	-0.36	0.1206	0.87
lk	0.0126	0.67	-0.0015	-0.04	-0.0127	-0.36
ly	-0.0257	-14.91	-0.0459	-11.79	-0.0175	-3.69
lt	0.0152	2.14	0.0253	1.60	0.0122	0.77
k	0.0257	2.65	0.0505	2.53	0.0313	1.72
kk	-0.0068	-0.83	-0.0216	-1.19	0.0017	0.11
ky	0.0017	3.77	0.0001	0.12	0.001	1.03
kt	-0.0025	-1.22	-0.0012	-0.28	-0.0005	-0.15
m	0.1975	5.10	-0.0553	-0.71	0.3721	4.05
mm	0.0281	0.37	-0.1040	-0.63	-0.0069	-0.04
mk	-0.0165	-0.93	0.0230	0.60	-0.0087	-0.25
mc	0.0063	0.40	0.0156	0.54	0.0104	0.47
my	0.0257	12.96	0.0480	10.71	0.0167	3.07
mt	-0.0165	-2.27	-0.0268	-1.68	-0.0189	-1.13

Nota: Productoy Precios: e (electricidad), l (trabajo), c (combustible), k (capital), m (materias primas y materiales).

Tendencia temporal t = 1, ..., 7