

**LA ELASTICIDAD PRODUCTO EMPLEO DE LARGO  
PLAZO EN URUGUAY**

**Verónica Amarante  
Mayo de 2000  
Serie de documentos de trabajo**

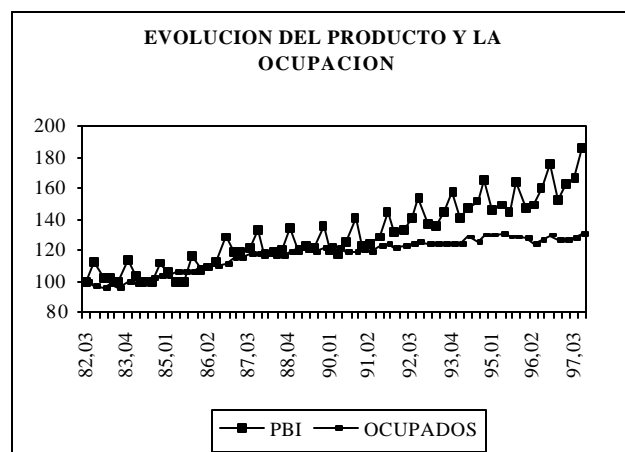
Este documento es un resultado del proyecto “Empleo y desempleo: perspectivas a corto, mediano y largo plazo” financiado por la Comisión Sectorial de Investigación Científica (CSIC) de la Universidad de la República. Ejecutado por el equipo de Empleo e Ingresos del Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República.

<b>I) INTRODUCCION .....</b>	<b>3</b>
<b>II) MARCO TEORICO .....</b>	<b>5</b>
II.1 FUNCIONES DE PRODUCCIÓN .....	5
II.2 FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN COBB-DOUGLAS .....	7
<b>III) METODOLOGIA.....</b>	<b>11</b>
III.1) METODOLOGÍA UTILIZADA PARA LAS ESTIMACIONES .....	11
III.2) LIMITACIONES DE LA METODOLOGÍA.....	13
III.3) LA INFORMACIÓN UTILIZADA .....	14
<b>IV) ESTIMACION DE LA FUNCION DE PRODUCCION .....</b>	<b>17</b>
IV.1) ESPECIFICACIÓN DEL TRABAJO .....	17
IV.2) TRATAMIENTO DEL STOCK DE CAPITAL .....	21
IV.3) RELACIÓN ENTRE EL STOCK DE CAPITAL Y EL CONSUMO DE ENERGÍA .....	27
<b>V) RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES .....</b>	<b>30</b>
V.1) ANTECEDENTES .....	30
V.2) RELACIÓN CAPITAL-TRABAJO 1982-1997.....	33
V.3) LA ELASTICIDAD PRODUCTO-EMPLEO.....	35
<b>VII) COMENTARIOS FINALES .....</b>	<b>39</b>
<b>BIBLIOGRAFIA .....</b>	<b>40</b>
<b>ANEXO METODOLÓGICO .....</b>	<b>43</b>

## I) INTRODUCCION

En este trabajo se analiza la existencia de una relación estable en el largo plazo entre el nivel de actividad y el de empleo. Para ello se estima una función de producción agregada para todo el país, de la cual surge una elasticidad producto – empleo de largo plazo. A partir de esta elasticidad, y haciendo supuestos acerca de la evolución del nivel de actividad, es posible realizar estimaciones sobre el nivel futuro de empleo.

Entre 1982 y 1997, el Producto Bruto Interno (PBI) de Uruguay creció a una tasa acumulativa anual del 4.1 %, mientras que la ocupación aumentó a una tasa acumulativa anual del 1.8%. Si consideramos los últimos años del período, los correspondientes a la década del noventa, encontramos que mientras que el PBI creció al 4 % acumulativo anual, la ocupación sólo aumentó a una tasa inferior al 1 % acumulativo anual.



Podrían plantearse diversas hipótesis para explicar este crecimiento relativamente lento del empleo en relación con el producto, entre ellas los altos costos laborales, los efectos de la acción sindical u otros factores institucionales (Hammermesh 1996). Sin embargo, no se profundizará en el análisis de estas hipótesis en este trabajo, así como tampoco se considerarán en detalle los cambios al interior del empleo<sup>1</sup>, ya que estos aspectos escapan a los objetivos del trabajo.

<sup>1</sup> Se ha señalado que la mayoría de los puestos de trabajo creados en los últimos años son en relación de dependencia del sector formal urbano privado, debido a la expansión de los servicios, las oportunidades surgidas de la integración regional, los cambios en el consumo y los cambios tecnológicos (Notaro 1999).

Este trabajo se centra en la estimación de una función de producción agregada. Para ello se especifican los factores productivos (capital y trabajo) y se realizan análisis del orden de integración de las series y tests de cointegración, de forma de asegurar que la relación que encontrada entre las variables escogidas constituye realmente una relación de largo plazo, o de equilibrio económico, tal cual lo requerido por el marco teórico adoptado.

## II) MARCO TEORICO

Este trabajo busca constatar la existencia de una relación de largo plazo entre el producto y el empleo, y cuantificarla. Esto constituye una aproximación al tema del empleo desde la perspectiva de la demanda. Como señala Hamermesh (1996), la demanda de trabajo ha sido relativamente ignorada por los estudios empíricos, que se han centrado en el análisis de la oferta, guiados principalmente por la disponibilidad de información. Sin embargo en los últimos años, con el desarrollo de la teoría neoclásica de la producción y de los métodos econométricos de estimación, es posible representar y estimar relaciones productivas de diferente complejidad, de las cuales se derivan las funciones de demanda. Dado que el interés de este trabajo se centra en la elasticidad producto-empleo, se estimará una función de producción, y no la función de demanda de trabajo que se deriva de ella.

### II.1 Funciones de producción

La teoría neoclásica de la producción ha profundizado en la modelización de funciones de producción. El supuesto fundamental de esta teoría es que los empresarios tienen como objetivo maximizar sus beneficios<sup>2</sup>. Para ello eligen la combinación óptima de factores productivos, con los que llevan adelante el proceso productivo. La relación técnica que vincula la utilización de los factores productivos con el producto alcanzable se denomina función de producción.

Se dice que una función de producción,  $Y = F(K, L)$ , es neoclásica si satisface las siguientes tres propiedades<sup>3</sup>:

- 1) Para todo  $K > 0$  y  $L > 0$ , el producto marginal respecto a cada factor es positivo y decreciente, es decir:

---

<sup>2</sup> La racionalidad empresarial puede plantearse como un problema de maximización de beneficios o mediante el problema dual, es decir minimización de costos.

<sup>3</sup> Siguiendo a Barro, R. Y Sala i Martin, X.: Economic Growth, 1995.

$$F_k > 0; F_{kk} < 0$$

$$F_l > 0; F_{ll} < 0$$

siendo  $F_i$  la primera derivada parcial de  $F$  con respecto al factor productivo  $i$  y  $F_{ii}$  la derivada parcial de  $F_i$  con respecto a  $i$ .

2) Presenta retornos constantes a escala, es decir:

$$F(\lambda K, \lambda L) = \lambda * F(K, L)$$

para todo  $\lambda > 0$ .

La condición de rendimientos constantes a escala implica que la función de producción puede expresarse en forma intensiva, es decir en términos de producto por trabajador:

$$Y = F(K, L) = L * F((K/L), 1) = L * f(k)$$

por lo tanto:

$$y = f(k)$$

siendo  $y = Y/L$  y  $k = K/L$  el producto por trabajador y la relación capital trabajo respectivamente.

3) El producto marginal del capital (o del trabajo) se aproxima a infinito cuando el capital (o el trabajo) se aproxima a cero, y se aproxima a cero cuando el capital (o el trabajo) se aproxima a infinito:

$$\lim_{K \rightarrow 0} F_K = \lim_{L \rightarrow 0} F_L = \infty$$

$$\lim_{K \rightarrow \infty} F_K = \lim_{L \rightarrow \infty} F_L = 0$$

Estas propiedades son conocidas como las condiciones de Inada (1963).

En este trabajo se estimará una función de producción Cobb-Douglas, cuyas características se detallan en el siguiente apartado.

## II.2 Función de producción Cobb-Douglas

Una función de producción comúnmente utilizada en la literatura económica es la función de producción Cobb - Douglas, que se expresa de la siguiente manera:

$$Y = A * K^a * L^{1-a}$$

Donde  $A > 0$  es el efecto del progreso técnico no incorporado al trabajo ni al capital<sup>4</sup> (se dice que ese progreso técnico es neutral en el sentido de Hicks), y  $\alpha$  es una constante con  $0 < \alpha < 1$ . La función de producción Cobb - Douglas puede ser escrita en la forma intensiva ya que presenta rendimientos constantes a escala<sup>5</sup>:

$$y = A * k^a$$

Esta función de producción satisface también las otras dos propiedades de una función de producción neoclásica, ya que :

$$f'(k) = A * a * k^{a-1} > 0$$

$$f''(k) = -A * a * (1-a) * k^{a-2} < 0$$

$$\lim_{k \rightarrow \infty} f'(k) = 0$$

$$\lim_{k \rightarrow 0} f'(k) = \infty$$

---

<sup>4</sup> Los resultados obtenidos por Solow en sus investigaciones sobre el crecimiento en Estados Unidos, que reflejan una contribución del factor A muy elevada, llevaron al desarrollo de diferentes modelizaciones en base a diferentes interpretaciones de A.

<sup>5</sup>  $F(\lambda K, \lambda L) = A * (\lambda K)^a * (\lambda L)^{1-a} = A * \lambda^a * \lambda^{1-a} * K^a * L^{1-a} = A * \lambda * K^a * L^{1-a} = \lambda * F(K, L)$

Las elasticidades del producto con respecto al capital ( $\eta_K$ ) y al trabajo ( $\eta_L$ ) que surgen de las funciones de producción se definen como :

$$h_K = F_K * (K/F(K, L))$$

$$h_L = F_L * (L/F(K, L))$$

En el caso de la función de producción Cobb-Douglas, estas elasticidades son:

$$h_K = a$$

$$h_L = 1 - a$$

Esta función de producción tiene fuertes implicancias. Bajo el supuesto de que el mercado de factores se rige estrictamente por los postulados de la competencia perfecta, la remuneración unitaria de los factores tiene que coincidir exactamente con su productividad marginal, lo que implica que por tratarse de una función linealmente homogénea, las elasticidades producto mano de obra y producto capital son iguales al peso de la masa salarial y de la remuneración total al capital en el producto.<sup>6</sup>

La otra fuerte restricción que se introduce al trabajar con funciones de producción del tipo Cobb Douglas es que suponen una elasticidad de sustitución entre el capital y el trabajo igual a uno. En diversos desarrollos teóricos es necesario hacer algunos supuestos acerca de la relación entre el capital y el trabajo, explicitando hasta que punto son sustitutos. En la ausencia de generalizaciones empíricas acerca de este fenómeno, se ha optado por hipótesis simples como ser el supuesto de coeficientes de insumos constantes (a través de la función de producción de Leontieff) o de elasticidad de sustitución unitaria como supone la función de producción Cobb Douglas.

El conjunto de puntos que reflejan combinaciones de ambos factores productivos (capital y trabajo) que permiten obtener el mismo nivel de producto total se denomina isocuanta. La elasticidad de sustitución entre los factores productivos es una medida de la curvatura de las isocuantas. La pendiente de una isocuanta es

$$\text{Pendiente de una isocuanta} = (dL)/(dK) \Big|_{\text{isocuanta}} = - F_K / F_L$$

y la elasticidad de sustitución es:

$$\left\{ \left[ \frac{\partial (\text{pendiente})}{\partial (L/K)} \right] * \left[ \frac{(L/K)}{\text{pendiente}} \right] \right\}^{-1}$$

En el caso de la función Cobb-Douglas, la pendiente de la isocuanta es  $-(aL)/(1-a)K$ , y por lo tanto la  $\left\{ \left[ \frac{\partial (\text{pendiente})}{\partial (L/K)} \right] \right\}$  es  $-a/(1-a)$ , y la elasticidad de sustitución entre el capital y el trabajo es uno.

Arrow et al establecen que la evidencia empírica indica grados de sustitución entre el capital y el trabajo variables, según los diferentes tipos de producción. Las alternativas tecnológicas son variadas y flexibles en algunos sectores, y limitadas en otros, por lo que el supuesto de sustitución entre factores uniforme a nivel agregado en la economía es un fuerte supuesto simplificador.

A partir de una función de producción de este tipo se pueden obtener las funciones de demanda de L y K, y por lo tanto la función de costos. Para ello es necesario plantear el problema de la minimización de la función de costos  $(wL+rK)$  sujeto a la obtención de un cierto nivel de producto. La solución de este problema permite obtener las funciones de demanda de trabajo y de capital derivadas, que son:

$$K = e * w^a * r^{-a} * Y$$

---

<sup>6</sup> Este resultado es conocido como Teorema de Euler

$$L = f * w^{a-1} * r^{1-a} * Y$$

Y la función de costos que se obtiene es:

$$C = C(w, r, Y) = Z * w^a * r^{1-a} * Y$$

En este trabajo se optó por estimar el parámetro  $\alpha$ , que refleja la elasticidad producto empleo, a partir de la estimación de la función de producción y no de la ecuación de demanda de trabajo, que hubiera sido otro camino posible para la estimación del parámetro de interés.

La forma de la función de producción Cobb-Douglas original planteada aquí es restrictiva ya que supone que el trabajo y el capital son los únicos factores que intervienen en el proceso productivo, y la suma de las participaciones de las retribuciones a ambos factores en el producto total es uno. Sin embargo la función finalmente estimada no incluye esta restricción, ya que el factor productivo trabajo fue explicitado utilizando horas promedio trabajadas y número de ocupados, y además se estimó una función del tipo:

$$F(K, L, H) = A * K^a * L^b * H^d$$

donde no se impone la restricción que la suma de los coeficientes sea uno. La inclusión de la variable horas trabajadas se justificará más adelante.

### III) METODOLOGIA

En este capítulo se presenta la metodología utilizada para las estimaciones, y se discuten sus principales limitaciones. También se detalla la información utilizada.

#### III.1) Metodología utilizada para las estimaciones

Recientes desarrollos de la teoría econométrica exploraron la forma adecuada de trabajar con variables no estacionarias en un contexto multivariante. Es posible que exista una combinación lineal de variables integradas que sea estacionaria, y en ese caso se dice que las variables están cointegradas. El concepto de cointegración introducido por Engle y Granger implica que cualquier relación de equilibrio de largo plazo entre variables que sea significativa debe presentar un proceso de error estacionario. La existencia de una relación de equilibrio entre variables no estacionarias implica que esas variables no pueden moverse independientemente de otras, existe un vínculo entre las tendencias estocásticas de estas variables.

El concepto de cointegración puede ser definido formalmente de la siguiente forma: "los componentes de un vector  $X_t$  están cointegrados de orden  $d$  y  $b$ , lo que se denota por  $X_t \sim CI(d,b)$  si:

- i) todos los componentes de  $X_t$  son integrados del mismo orden  $d$ ,  $I(d)$
- ii) existe un vector  $\beta$  no nulo tal que  $\beta' X_t$  es  $I(d-b)$ , con  $b > 0$ .

Al vector  $\beta$  se lo denomina vector de cointegración. Este vector no es el único existente, multiplicando este vector por un escalar no nulo se puede obtener un nuevo vector de cointegración. No obstante, el número máximo de vectores de cointegración linealmente independientes que pueden existir si el vector  $X_t$  es de dimensión  $n \times 1$ , es  $n-1$ .

Para testear la existencia de cointegración entre variables, las metodologías más utilizadas son la de Engle y Granger (1981) y la de Johansen (1988).

El primer paso en ambas metodologías es testear el orden de integración de las series, ya que para encontrar una relación de cointegración entre las series es necesario que las mismas sean integradas del mismo orden. El test de Dickey-Fuller o el test de Dickey-Fuller aumentado permiten inferir el número de raíces unitarias (y por tanto el orden de integración) de las variables. En este trabajo se realizó el test de Dickey-Fuller aumentado a todas las variables con las que se pensaba trabajar en la estimación final, es decir PBI, Stock de Capital, Utilización del Stock de capital, Horas Trabajadas, Personal Ocupado, Consumo de Energía Eléctrica. <sup>7</sup>

El haber encontrado que las variables presentan el mismo orden de integración habilita a intentar estimar la relación de cointegración existente. Se presenta aquí una opción: utilizar la metodología propuesta por Engle y Granger, o la de Johansen. La primera de ellas, a pesar de que se implementa fácilmente, tiene algunas limitaciones. La estimación de la regresión de equilibrio de largo plazo requiere que el investigador identifique una variable como dependiente y utilice las restantes como regresores. Pero es posible encontrar que una regresión indica la existencia de cointegración, mientras que si se revierte el orden y se coloca otra variable del lado izquierdo, podría concluirse que no existe cointegración. Esta es una de las características poco deseables del procedimiento, ya que el test de cointegración debería ser insensible a la elección de la variable para la normalización. Por otro lado, cuando se utilizan tres o más variables, sabemos que puede existir más de un vector de cointegración. Y este método no presenta un procedimiento sistemático para estimar por separado los múltiples vectores de cointegración. Otra limitación de esta metodología es que implica una estimación en dos etapas. En una primera etapa se genera la serie de errores y en una segunda etapa se utilizan estos errores generados para estimar una regresión del tipo:

---

<sup>7</sup> La metodología utilizada para la realización de estos tests es la propuesta por Dickey-Fuller, desarrollada en Enders (1995). Los resultados de los tests para las variables finalmente incorporadas en la estimación se presentan en el Anexo Metodológico.

$$\Delta \hat{e}_t = a_1 * \hat{e}_{t-1} + e_t$$

donde el coeficiente  $a_1$  se obtiene estimando una regresión que utiliza residuos de otra regresión. Cualquier error introducido por el investigador en el primer paso de la metodología se acarrea en este segundo paso.

Por estas razones se optó finalmente por la metodología propuesta por Johansen. En realidad el procedimiento de Johansen es una generalización multivariada del test de Dickey-Fuller.<sup>8</sup> En la misma se utilizan estimadores máximo verosímiles, con lo que se resuelve el problema de la estimación en dos etapas, y además permite testear la presencia de múltiples vectores de cointegración. Por otro lado, la estimación del vector de cointegración de Johansen es consistente con la estimación de modelos de corrección de error, que permiten estimar las relaciones de largo plazo y la dinámica de ajuste a la relación de largo plazo de las variables incluidas en el modelo.

### **III.2) Limitaciones de la metodología**

Para obtener un estimador de la elasticidad producto empleo se precisaría una serie temporal larga o una muestra cross-section representativa, según el objetivo de la investigación. Esto constituye una de las principales limitaciones de este trabajo, ya que no se dispone a nivel de la economía agregada, de una serie temporal tan larga como sería deseable; se puede obtener la información solamente a partir de 1982. Sin embargo se consideró interesante realizar la estimación de todas formas, aunque no debe perderse de vista que uno de los principales riesgos que se están corriendo cuando se utilizan series temporales cortas es que no se captan adecuadamente las respuestas del empleo al producto ya que las mismas presentan ciertos rezagos.

---

<sup>8</sup> Para una descripción detallada de este procedimiento ver Enders (1995)

Por otro lado, se ha señalado que la estimación de la elasticidad producto empleo del largo plazo permite proyectar el nivel de ocupación de la economía. Al hacerlo implícitamente se está suponiendo que la tecnología, representada por la relación capital – trabajo, evolucionará en forma similar a la del período analizado. Es decir, si se produjera un gran cambio en el campo tecnológico, por ejemplo una incorporación intensiva de capital que se aparte significativamente de la tendencia de los años considerados, esto no sería recogido en las proyecciones a partir de la elasticidad producto empleo de largo plazo.

### **III.3) La información utilizada**

Se utilizó una serie trimestral de Producto Bruto Interno elaborada por el Banco Central del Uruguay<sup>9</sup>. La información correspondiente al mercado laboral, es decir número de ocupados y promedio de horas promedio trabajadas, proviene del Instituto Nacional de Estadística. El número total de ocupados del país corresponde al total del país urbano, es decir la suma de los ocupados en Montevideo y en el Interior Urbano, mientras que las horas promedio trabajadas en el total del país surgen del promedio entre las horas trabajadas en Montevideo y en el Interior Urbano, ponderando por los ocupados en cada una de estas localidades.

La serie de stock de capital utilizada es una actualización de la calculada por A. Harberger y D. Wisecarver (1978), utilizando el método del inventario perpetuo, en un trabajo cuyo objetivo consistía en el cálculo de la tasa global de retorno al capital.

A partir del Sistema de Cuentas Nacionales del Uruguay (SCN), que presentan la inversión bruta en Maquinaria y Equipos, en Construcción, tanto pública como privada, en Inventarios y en Tierras, se generan las series de stocks de capital. El procedimiento es el siguiente: utilizando tasas de crecimiento económico y realizando supuestos acerca de la tasa de depreciación, se hace una estimación del stock de capital a principios de 1956.

El stock inicial de capital se calcula siguiendo esta simple relación:

$$GI = (d + g) * K$$

Donde  $GI$  representa la inversión bruta,  $d$  es la tasa de depreciación,  $g$  es la tasa anual de crecimiento del stock de capital, y  $K$  es el stock de capital a principios del año. Esta relación sencillamente indica que la cantidad de inversión bruta durante un año supuesto consistirá en dos componentes generales: primero, alguna inversión deberá dedicarse al reemplazo de aquel capital que se pierde por la depreciación de ese año, la inversión restante, entonces, reflejará el crecimiento del stock de capital<sup>10</sup>.

Una vez que se construye el stock de capital inicial siguiendo esta metodología, el stock para cada año siguiente se determina rebajando el stock del año anterior por la depreciación de ese año (se hacen supuestos con respecto a la tasa de depreciación), y agregando la inversión bruta tomada de las cuentas nacionales de ese año. Es decir:

$$K_t = K_{t-1} + I_t - D_t$$

$$D_t = d * K_{t-1}$$

En este trabajo se optó por considerar solo el stock de capital en maquinaria y equipo como factor productivo para estimar una función de producción<sup>11</sup>. Es necesario hacer un supuesto acerca de la tasa de depreciación, ya que esta variable no es relevada en el SCN. En este trabajo se toma una tasa de depreciación de 8%, que corresponde al escenario medio utilizado en el trabajo original (originalmente se tomaron tres tasas de depreciación: 6, 8 y 10 %).

---

<sup>9</sup> Esta serie de PBI incluye el producto del sector agropecuario.

<sup>10</sup> Para la determinación del stock de capital inicial, los autores consideraron la inversión promedio de 1955-1957, y como tasa de crecimiento del stock de capital tomaron la tasa promedio de crecimiento del PBI para 1955-1957.

<sup>11</sup> Al respecto, Jones (1988) define el capital como el stock de medios de producción producidos a disposición de una empresa o una economía en un momento determinado.

El trabajo original de Harberger y Wisecarver abarca el período 1956-1972. Existen dos actualizaciones de dicho trabajo. Una de ellas es la realizada en el Departamento de Estudios Económicos de la Cámara Nacional de Comercio, por C. Graziani (1986), donde se estima el stock de capital (también separando en Maquinaria y equipo, construcción, inventario y tierras) para el período 1967-1984. La otra es un trabajo de Graziani y Guinovart (1991), donde también se busca actualizar la tasa de retorno al capital en el Uruguay, para lo que se estima el stock de capital en el período 1967-1988. Ambas actualizaciones utilizan los mismos supuestos sobre la depreciación que el trabajo original de Harberger y Wisecarver.

Para poder realizar la estimación econométrica es de suma importancia contar con datos trimestrales, ya que eso permitiría aumentar el tamaño de la muestra considerablemente. Para obtener series de stock de capital en maquinaria y equipo, es necesario poseer la serie de formación bruta de capital fijo trimestral. Pero esta serie solo se da a conocer con periodicidad anual por el BCU, por lo que se trimestralizó la serie anual. El procedimiento utilizado a tal fin fue considerar la forma en que se reparten las importaciones de maquinaria y equipo por trimestre, y utilizar estos mismos coeficientes para la serie de inversión. Este procedimiento se justifica dado que más de un 90 % de la formación bruta de capital en maquinaria y equipo lo constituyen bienes importados.

#### **IV) ESTIMACION DE LA FUNCION DE PRODUCCION**

La importancia que se ha dado en la literatura económica a la estimación de funciones de producción agregadas ha sido motivada principalmente por la relevancia de este instrumento para los estudios empíricos de crecimiento económico. Este creciente interés en el tema ha derivado en dos mejoras fundamentales en la especificación de funciones de producción: se ha generalizado desde la tradicional función de producción Cobb-Douglas a la función de elasticidad de sustitución constante, y se ha dado más importancia a un problema fundamental a la hora de la especificación: la medición de los factores productivos.

Con respecto a esta segunda mejora, se destacan dos trabajos pioneros: el de Solow que desarrolla una medida del stock de capital que permite considerar el progreso tecnológico, y el de Feldstein (1967) que mejora la especificación al permitir que la elasticidad producto con respecto al número de empleados difiera de la elasticidad producto respecto al promedio de horas trabajadas por hombre.

##### **IV.1) Especificación del trabajo**

La estimación tradicional de la función de producción es del tipo:

$$Y = F(K, LH, t)$$

donde Y es el producto, K el stock de capital, L el número de empleados, H las horas promedio de trabajo por empleado, y t la tendencia temporal. Esta especificación implica que la elasticidad del producto con respecto al número de trabajadores ( $\eta_L$ ) es igual a la elasticidad del producto con respecto a las horas promedio trabajadas ( $\eta_H$ ) y por lo tanto la elasticidad de sustitución entre hombres y horas es infinita.

Algunos economistas consideran que la firma puede ser modelada como una entidad racional, minimizadora de costos y maximizadora de beneficios, en la cual el número de horas trabajadas es resultado de ese proceso de optimización. Para ellos, las horas extras de trabajo pueden ser altamente productivas y eficientes, y esto explica porque la reducción en las horas normales de trabajo no ha sido acompañada por una reducción en las horas realmente trabajadas. Este debate se generó a partir de el crecimiento marcado de las horas extras promedio, que coexistieron con altos niveles de desocupación en Europa luego de la Segunda Guerra Mundial. Los más notorios economistas de esta corriente son Feldstein y Craine, quienes proponen una estimación de la función de producción que separe los servicios del factor productivo trabajo en su componente de número de trabajadores y horas promedio trabajadas. La diferencia es que Feldstein realiza un estudio cross-section para el sector manufacturero del Reino Unido mientras que Craine trabaja con series de tiempo para el sector manufacturero de Estados Unidos. La especificación propuesta por estos autores sería :

$$Y = Y(K, L, H, t)$$

donde no se está imponiendo la restricción de que  $\eta_H$  sea igual a  $\eta_L$ . Los dos autores argumentan que el procedimiento usual de incluir los servicios del factor trabajo como un todo, que implica imponer la restricción de que  $\eta_H$  sea igual a  $\eta_L$ , conduce a serios errores de especificación, y los resultados empíricos de sus trabajos lo confirman. Cuando se trata de realizar predicciones a partir de la información brindada por la función de producción, como es el objetivo de este trabajo, la posible diferencia entre  $\eta_L$  y  $\eta_H$  se vuelve relevante.

Las horas de trabajo no son en realidad un factor productivo, sino más bien un factor de conversión que cambia los argumentos de la función de producción directamente de stocks a flujos. Idealmente, sería deseable también encontrar un factor de conversión para el otro factor productivo, el capital, ya que un stock dado de capital puede asociarse con diferentes niveles de utilización. Este tema será retomado más adelante al discutir la modelización del stock de capital.

Es interesante analizar las posibles razones de la existencia de diferentes elasticidades respecto al número de trabajadores y a las horas trabajadas. Por un lado el conocido argumento de que el aumento en las horas promedio trabajadas hace caer el producto por hora, por los efectos en el corto plazo del cansancio y en el largo plazo de los deterioros en la salud, implica que  $\eta_H < 1$ .

Con respecto a la relación entre  $\eta_H$  y  $\eta_L$ , Feldstein argumenta que  $\eta_H$  es mayor que  $\eta_L$  por dos razones. Por un lado un incremento en las horas trabajadas incrementa los servicios del capital también, y como la depreciación y el interés se incrementan proporcionalmente menos que el número de horas que el stock de capital es usado, más horas implican menores costos unitarios de los servicios del capital, y pueden llevar a que el producto neto  $\propto$  incremente más que proporcionalmente con las horas. En segundo lugar, el argumento más importante para justificar su afirmación es que cierto número de horas cada semana puede considerarse como un costo laboral fijo que no implica mayor producto (recreos de descanso, horario cercano al almuerzo, setting up time, etc.). Estas horas son pagas pero no productivas, y no se incrementan proporcionalmente con el número de horas oficialmente trabajadas, por lo tanto un incremento en la duración de la jornada laboral implica un incremento más que proporcional en el número de horas trabajadas, y esto incrementa  $\eta_H$  en relación con  $\eta_L$ .

Una tercer razón no considerada por Feldstein y señalada por Leslie y Wise (1980), es que la variable  $\eta_H$  puede estar correlacionada con alguna otra variable o variables no incluidas en la regresión. Por ejemplo  $\eta_H$  puede esconder en realidad un fenómeno de atesoramiento de trabajo, es decir la medida de trabajo incluida en la función de producción puede no reflejar el trabajo productivo. Hay muchas formas de medir el concepto de “hoarded labour”. Una de ellas es pensar en él como un grupo de trabajadores que permanecen completamente ociosos durante el día. Otra, más adecuada, consiste en pensar que existe otro argumento en la función de producción, el esfuerzo. Una caída en el producto, ceteris paribus, resulta en una caída en el esfuerzo.

Sin embargo, pueden distinguirse dos posiciones en relación a la productividad de las horas trabajadas. Los autores anteriormente mencionados, que como se señaló sostienen que  $\eta_H > \eta_L$  y que el incremento en las horas de trabajo es altamente productivo, y aquellos que sostienen que la productividad de las mayores horas de trabajo es escasa, que Leslie y Wise (1980) llaman “institucionalistas”. Por otro lado, Leslie y Wise (1980) muestran que los altos valores de  $\eta_H$  en los trabajos de Feldstein y Craine pueden obedecer a la existencia de factores específicos por industria, que al no ser considerados en las estimaciones cross-section conducen a sobreestimaciones del efecto de las horas trabajadas.

También Esteveo (1996) critica el resultado establecido en los trabajos de Caine y Feldstein acerca de las magnitudes de  $\eta_H$  y  $\eta_L$ , basandose en la elección inadecuada de la frecuencia de la información. El autor demuestra que, como la variabilidad del empleo y de las horas promedio trabajadas difieren según la frecuencia temporal de la muestra, los sesgos de los estimadores de  $\eta_H$  y  $\eta_L$  también difieren según la periodicidad de la información. El sesgo del estimador de la elasticidad producto horas se incrementa con la agregación temporal, mientras que el sesgo del estimador de la elasticidad producto empleo decrece con la agregación temporal. Por lo tanto sugiere utilizar datos mensuales para la estimación de la elasticidad producto horas y anuales para la estimación de la elasticidad producto empleo.

Shapiro (1986) estima una función de producción donde el factor productivo trabajo es tratado especificando las horas y el número de trabajadores por separado, para captar los diferentes costos marginales y costos de ajuste de ambas variables.

Intentando incorporar estas consideraciones metodológicas, la función de producción estimada incluye las horas promedio trabajadas y el número de ocupados.

Como fue señalado anteriormente, la creciente importancia de la teoría del crecimiento como tópico de investigación empírica, permitió avanzar en lo que se refiere a la especificación de las funciones de producción. Tradicionalmente los economistas, desde los trabajos pioneros de Solow (1957), explicaron el crecimiento del producto en términos de acumulación de factores productivos y crecimiento de la productividad total de los factores. A partir de la explosión de trabajos empíricos en las últimas dos décadas se comienza a buscar determinantes adicionales del crecimiento, más allá de los factores productivos básicos. Uno de los trabajos pioneros es el de Mankiw (1995), que asume que el capital humano entra en la función de producción junto con el trabajo y el capital físico. La simple suma de los individuos o sus horas trabajadas deja de considerarse una buena aproximación a la magnitud del "insumo humano" en la producción, ya que los individuos tienen diferentes habilidades, conocimientos y capacidades, y por lo tanto distinta productividad.

Se entiende por capital humano el stock de capacidad productiva contenido en los individuos potencialmente activos de la economía. Incluye todos los aspectos productivos de los seres humanos, y es producto no solo de la educación formal, sino también de la experiencia adquirida en el desempeño del trabajo.

En un trabajo reciente<sup>12</sup> se realiza una estimación de un Índice de Capital Humano para nuestro país. Dicho índice se estima para el período 1986-1995 en forma anual, y para los trabajadores del sector privado. Estas características del indicador hacen que no sea posible incorporarlo en este estudio.

#### **IV.2) Tratamiento del stock de capital**

La inclusión del stock de capital en la especificación de la función de producción introduce una dificultad considerable, dada la limitación de las estadísticas básicas uruguayas respecto a la medición de esta variable. Estas limitaciones incluyen por un lado la inexistencia de una serie

actualizada del stock de capital de la economía, y por el otro lado la inexistencia de estimaciones de utilización del capital<sup>13</sup>.

Es necesario destacar que, al igual que con el factor trabajo, lo que interesa considerar es el stock de capital efectivamente utilizado en el proceso productivo, es decir que el capital y el trabajo deben estar expresados en unidades de utilización efectiva. La elaboración de un indicador de utilización del stock de capital implica una complejidad considerable, se presentan a modo de síntesis algunos caminos abordados en investigaciones anteriores.

En su trabajo pionero sobre el cambio técnico y la función de producción, Solow establece que lo que debe incluirse es el capital en uso, no el capital existente. Como no encuentra una medida confiable de utilización del capital año a año, opta por reducir el stock de capital por la fracción de fuerza de trabajo desempleada cada año, asumiendo que el trabajo y el capital sufren de desempleo en la misma proporción. El autor reconoce que esto es teóricamente incorrecto, pero probablemente es más cercano a la verdad que no hacer correcciones. Otro factor por el cual no corrige, pero establece que podría hacerse, es el cambio en la duración de la semana de trabajo. Cuando la semana de trabajo se acorta, la intensidad en el uso del capital existente decrece, y el stock de capital sobreestima el verdadero capital utilizado. Sin embargo, como se verá más adelante, parecen haber surgido posteriormente mejores formas de aproximarse a la medición del capital utilizado.

Este problema de la medición de la utilización del stock de capital se aborda para el caso uruguayo en el trabajo de O. Licandro (1988), donde se estima el grado de utilización del stock de capital, que representa la suma de dos fenómenos: la parte del stock de capital utilizado en la producción, y la intensidad de su utilización. Esta variable se denomina GUK, y se estima de la siguiente manera:

---

<sup>12</sup> Torello y Casacuberta (1996)

$$\text{GUK} = \text{end}^{1-0}$$

siendo end la relación entre el endeudamiento del sector productivo y el producto interno bruto. La utilización de esta variable se justifica, de acuerdo al autor, por la importancia del endeudamiento de las empresas en buena parte del período analizado (1977-1985). El sobreendeudamiento fue la causa de un número importante de quiebras durante el período de crisis, pero fundamentalmente introdujo limitaciones al funcionamiento normal de buena parte de las empresas nacionales. Este indicador, que puede haber sido una buena proxy para el período analizado en la mencionada investigación, no parece adecuado para el período analizado en este trabajo.

En otro trabajo para Uruguay, Tansini y Forteza (1987) estiman los niveles de utilización de la capacidad instalada. Se valen para ello de indicadores que se basan en información secundaria. Los diversos indicadores de utilización que elaboran les dan resultados similares para el período 1975-1986, aunque existen diferencias en los últimos años analizados por ellos.

Los indicadores que estos autores utilizan para calcular los niveles de utilización de la capacidad instalada son los siguientes, ordenados siguiendo un criterio de complejidad creciente:

- i) la tendencia a través de los máximos cíclicos. El procedimiento se basa en la graficación del producto por rama o sector, desestacionalizado en el caso de que se trate de datos con periodicidad menor a la anual, los puntos máximos de la serie muestran la capacidad productiva de la economía. Al unir dichos puntos se obtiene un indicador de la capacidad potencial sobre la base del producto. Para la proyección posterior al último máximo cíclico, la alternativa más aceptada es extender la tendencia inmediatamente anterior bajo el supuesto de que representa la proyección de la capacidad productiva potencial. La ventaja de este método es que requiere poca información (serie del nivel de actividad) y la desventaja es que los máximos no

---

<sup>13</sup> Torello (1994) estima una serie de stock de maquinaria y equipo para la industria, el comercio al por mayor y los servicios a empresas para el período 1982-1992.

corresponden necesariamente a un mismo nivel de utilización de la capacidad, y en ese caso el método subestima la capacidad. Pueden señalarse otras dos desventajas de este método. En primer lugar la evolución del producto potencial entre dos puntos dados del tiempo puede ser distinta de la que surge de suponer una tasa de cambio o de crecimiento constante. Si la inversión se reduce durante la recesión y aumenta durante la recuperación, la capacidad productiva puede experimentar una caída y un aumento posterior que el método no recoge. En segundo lugar la proyección del pico puede conducir a errores significativos si se verifica un cambio en la tendencia del producto potencial.

- ii) La relación producto/capital. Se supone que la relación producto/capital se modifica cíclicamente respondiendo a las desviaciones del producto actual respecto al potencial. Hay un componente tendencial en la evolución de la relación que responde a determinantes de otra índole, como los cambios tecnológicos. La tendencia de la relación entre el producto actual y el capital puede darnos una indicación del cambio en la relación entre producto potencial y capital, mientras que las desviaciones respecto a la tendencia reflejan los cambios en la utilización de la capacidad. Basándose en este principio, se construye la serie de producto capital, y se elabora luego una serie de la relación producto potencial capital estimando la tendencia de la relación producto actual/capital por mínimos cuadrados y haciendo pasar esa tendencia por el máximo de la misma serie. Es decir se estima la ecuación:

$$Y_t/K_t = a_0 + a_1 * t + u_t$$

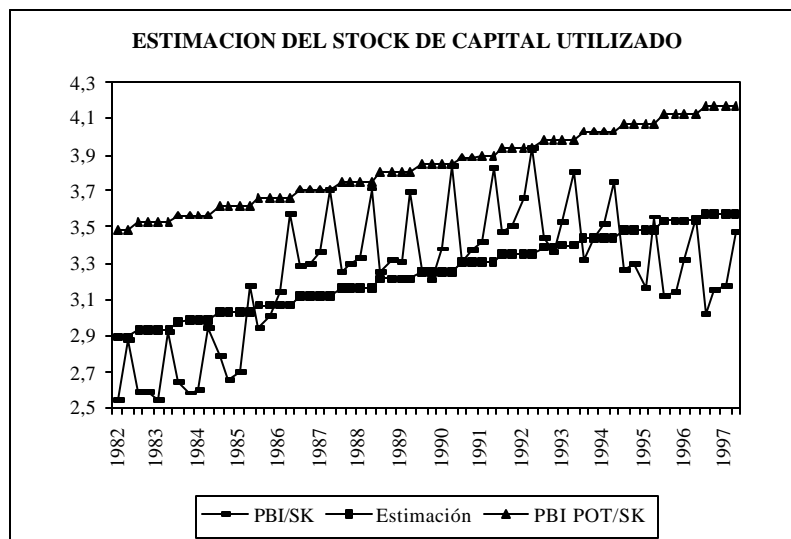
y se genera la serie de la relación producto potencial/capital tomando el valor  $a_1$  estimado de por mínimos cuadrados y el valor de  $a_0$  necesario para que la recta pase por la mayor relación producto actual/capital del período.

Este método es más ajustado que el de los máximos cíclicos porque recoge los efectos de las variaciones del stock de maquinaria y equipo sobre el producto potencial y sobre

la utilización de la capacidad. Un defecto de este método es que es incapaz de considerar factores que puedan alterar la tendencia en la relación, ya que no explica económicamente la tendencia.

- iii) La función de producción. Este método consiste en estimar en primer término la relación entre el producto y los recursos utilizados. Luego en base a la relación anterior se calcula el producto que corresponde al pleno empleo de la mano de obra y a una intensidad de utilización normal del trabajo y el capital. Este producto se denomina producto potencial, y se calcula con las horas trabajadas correspondientes a la mínima tasa de desempleo del período. En este método hay un tratamiento asimétrico del trabajo y el capital, en la medida en que se utilizan las horas efectivamente trabajadas, no las disponibles, y el capital disponible y no el efectivamente utilizado. Para tomar en cuenta este fenómeno, se incorpora un factor de utilización del capital,  $k$ , que se aproxima con el índice de la tendencia a través de los máximos cíclicos. Una vez estimados los parámetros de la función de producción, se proyecta el producto potencial con la serie de horas trabajadas con la mínima tasa de desocupación del período y con el stock de maquinaria y equipo disponible.

Finalmente en este trabajo se optó por realizar una estimación de la utilización del stock de capital basada en la metodología ii). Dicha estimación, como se verá más adelante, está altamente correlacionada con el consumo de energía eléctrica, aunque en las estimaciones finales esta última fue la variable incluida por presentar un mejor comportamiento. La gráfica ilustra la metodología utilizada para la estimación de la utilización del capital.



Otro aspecto importante a la hora de analizar el tratamiento del factor capital en la función de producción es que la inversión responde relativamente despacio a los shocks, debido a la existencia de costos de ajuste. En realidad cuando la firma determina la demanda de factores productivos maximizando sus beneficios, considera estos costos de ajuste. Estos costos de ajuste son introducidos por Shapiro (1986) al estimar una función de producción Cobb-Douglas, donde considera el stock de capital rezagado para reflejar este costo. También Nelson (1964) notó que relacionar los cambios en el producto de un año con los cambios en el stock de capital durante el mismo año era ignorar el problema de los costos de ajuste. Pero considera que como su trabajo analiza las tasas relativas de crecimiento del capital y el trabajo en un período largo, el problema no es tan serio.

También la forma de agregar los bienes de capital para obtener una medida del stock de capital es importante. Los trabajos de Leontief (1947), Fisher (1965) y Diewert (1980) exploran las condiciones teóricas bajo las cuales el stock de capital agregado de la economía puede ser expresado como una suma ponderada de los bienes de capital existentes en la economía. Los ponderadores deben reflejar la eficiencia relativa del capital, ya sea a través de la edad de los bienes, estado de mantenimiento, etc. La serie de stock de capital que se utiliza en este trabajo,

incorpora el efecto de la edad de los bienes existentes en la economía a través de la depreciación.

Debido a las limitaciones en la información disponible, no fue posible incorporar en su totalidad estas consideraciones en nuestra estimación.

#### **IV.3) Relación entre el stock de capital y el consumo de energía**

La relación existente entre la utilización del stock de capital de una economía y el consumo de energía eléctrica (no residencial) ha sido ampliamente debatido no solo en el campo de la economía, sino también en el de la ingeniería.

Existen distintos estudios con conclusiones opuestas acerca de la elasticidad de sustitución entre capital y energía, para algunos son complementarios, para otros sustitutivos y para otros no existe relación significativa entre ambos. Esta evidencia conflictiva que surge de los estudios econométricos puede deberse a que se analizan diferentes períodos o países, o a la forma de medir las cantidades y precios de los factores, o a distinciones entre elasticidades de corto y de largo plazo.

Los estudios econométricos que encuentran que capital y energía son sustitutos son aparentemente consistentes con los análisis de ingeniería sobre el potencial de conservación de la energía. La idea de la existencia de sustitución entre capital y energía eléctrica se basa en que las inversiones que llevan a incorporación de capital con tecnología de punta, implican por un lado un aumento del stock de capital y de su utilización, y por otro un menor consumo energético ya que se trata de maquinaria más eficiente en términos energéticos.

En un reconocido estudio sobre el tema, Berndt y Wood (1979) establecen que aunque no apoyan la idea de que todas las industrias en todos los períodos presenten complementariedad entre capital y energía, parece existir evidencia empírica sustancial y creciente a favor de la

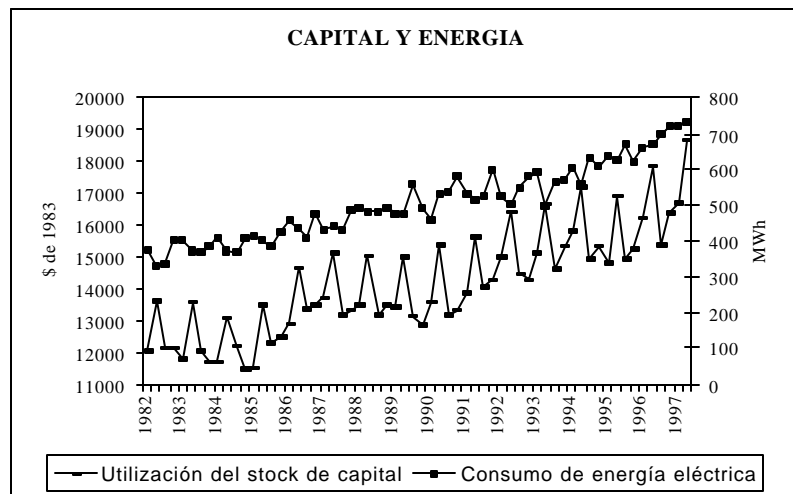
complementariedad. También señalan en su artículo de 1979 que la complementariedad entre la energía y el capital y la sustitución entre energía y trabajo son consistentes con los hechos recientes en los Estados Unidos, es decir con el alto nivel de empleo, y bajo nivel de inversión de la economía, relacionado esto último con los altos precios de la energía eléctrica.

Tampoco para el Uruguay los estudios empíricos existentes sobre la relación capital energía son coincidentes. Rossi y Tansini (1989) encuentran que el capital y la electricidad son altamente sustitutivos, mientras que otro trabajo, Tansini y Zejan (1990) para el mismo período, encuentran que son complementarios. En un tercer análisis realizado por Tansini y Rossi (1989) para las industrias textiles y de cueros, encuentran que capital y energía tienen elasticidades de sustitución negativas<sup>14</sup>.

En un trabajo de Torello (1991), dada la no disponibilidad de información sobre stocks y/o servicios de capital, se optó por la búsqueda de una variable proxy. Inicialmente se construyó una serie de consumo de energéticos en unidades equivalentes (tep), la que mostró variaciones muy erráticas. La fuerte sustitución que se dio en el período analizado en este trabajo entre combustibles derivados del petróleo y energéticos de origen vegetal (leña, bagazo, etc.), junto con una posible distorsión introducida por la agregación en unidades equivalentes, puede explicar dicho comportamiento según la autora. Es por eso que se optó por utilizar como proxy el consumo de energía eléctrica, que no fue afectado significativamente por el proceso de sustitución y no presenta problemas de agregación. En este trabajo se justifica además la elección de la variable proxy en base a la alta correlación encontrada entre el consumo de energía eléctrica y una estimación de los servicios de capital para la industria.

Como se explicó anteriormente, en este trabajo se optó por realizar una estimación de la utilización del stock de capital siguiendo la metodología sugerida por Tansini y Forteza. Se observó la relación entre la serie así construida y la serie de consumo de energía eléctrica no residencial.

Ambas series presentan una tendencia temporal muy similar, siendo el coeficiente de correlación 0.78. La similar evolución de ambas variables en el período considerado parece apoyar la existencia de una relación de complementariedad entre la utilización del stock de capital y el consumo de energía eléctrica, lo que justifica la inclusión de esta variable como proxy de la primera en las estimaciones econométricas. También podría ser una señal de que la acumulación de capital en nuestro país en el período analizado no implicó la incorporación de maquinaria y equipo más eficientes en términos energéticos. La siguiente gráfica muestra la evolución similar del consumo de energía eléctrica no residencial y la utilización del stock de capital.



<sup>14</sup> Citado en Torello (1991).

## V) RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

### V.1) Antecedentes

Existe una investigación para el caso uruguayo donde se estiman funciones de producción. En este trabajo de Torello (1991) se analizan los determinantes de la evolución de la productividad de la mano de obra en la industria manufacturera de nuestro país.

Para ello se estiman dos especificaciones de funciones de producción para la industria manufacturera en el período 1974-1987 (excluyendo los años 1981 y 1982), agrupando las ramas industriales según el origen y tipo de sus insumos y el destino de su producción.

Las especificaciones que se estiman son una función Cobb-Douglas y una función de producción de elasticidad de sustitución constante. La función Cobb-Douglas fue estimada por mínimos cuadrados ordinarios, mientras que la función CES fue estimada por medio de el método de máxima verosimilitud.

Los factores productivos que se consideraron en estas estimaciones son capital y trabajo. Para lograr una serie de datos que midiese los servicios del factor capital se optó por utilizar el consumo de energía eléctrica como proxy, luego de descartar una serie de consumos de todos los energéticos debido a su comportamiento errático. La serie de utilización de la mano de obra corresponde a horas trabajadas por los obreros en las respectivas ramas.

El siguiente cuadro muestra las elasticidades producto-empleo obtenidas en dicha investigación.

<b>Grupo</b>	<b>Cobb-Douglas</b>	<b>C.E.S.</b>
I	0.56	0.83
II	0.24	0.22
III	0.45	0.53
IV	0.74	0.96
V	1.03	1.03
VII	1.07	1.05
VIII	1.07	1.06

Fuente: Torello (1991)

En un trabajo reciente para Uruguay, Cassoni (1999) estima la elasticidad de sustitución y la elasticidad precio de la demanda de trabajo para la industria manufacturera, distinguiendo entre trabajadores directamente vinculados al proceso productivo y el resto, a partir de una función de demanda de trabajo relativa derivada de una función de producción CES. También estima una ecuación de demanda laboral agregada, de donde surge una elasticidad precio global y una elasticidad producto empleo para toda la industria.

Este modelo es estimado utilizando dos sets de información, la Encuesta Anual de Actividad Económica (EAAE) y la ECH del INE, para el período 1985-1997. El test de cointegración de Engle y Granger no permite rechazar la existencia de una relación de equilibrio entre el trabajo, los salarios y el producto en la industria. La elasticidad producto empleo estimada a partir de los datos de la EAAE es 0.6, mientras que el mismo parámetro estimado a partir de la información de la ECH alcanza un valor de 0.20.

Pessino y Gill (1996) estiman funciones de demanda derivadas de diferentes funciones de producción (Cobb-Douglas, CES, Leontief generalizada y translogarítmica) para Argentina en el período 1974-1995. Encuentran que la elasticidad empleo producto se ubica en el rango 0.1-0.5,

y concluyen que una estimación razonable es 0.25, lo que implica que un incremento del 10 % en el producto resulta en un crecimiento de 2.5 % en el empleo. En este trabajo se presentan también los resultados de una investigación realizada por la Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL), donde a partir de información recolectada en 400 firmas manufactureras de Argentina en 1995, se estima que la elasticidad producto empleo agregada varía entre 0.49 y 0.52. También encuentran que esa elasticidad es mayor fuera del Gran Buenos Aires y es mayor para las firmas de menor tamaño.

Hammermesh (1996) presenta estimaciones de elasticidades del empleo respecto al producto para diferentes países europeos y EEUU que surgen de diversos estudios. Estas estimaciones son realizadas con diferentes tipos de información, tanto en lo que tiene que ver con su cobertura como con la desagregación temporal. El siguiente cuadro resume los resultados presentados por el autor. Para cada estudio, se presenta el valor máximo y el valor mínimo del parámetro de elasticidad estimado, tanto para el corto como para la de largo plazo. Estos estudios señalan que el empleo responde más rápidamente a los shocks de producto en EEUU que en los países europeos, lo que parece obedecer principalmente a razones institucionales.

Autor/es	Información	Corto plazo		Largo plazo	
		Min.	Máx.	Min.	Máx.
Brechling y O'Brien	Industria, trimestral	0.07	0.47	0.31	0.98
Kaufman	Agregada, trimestral	0.005	0.37	0.03	0.71
Abraham y Houseman	Industria, mensual	0.03	0.43	0.28	0.92
Mairesse y Dormont	Industria, anual	0.29	0.42	0.44	0.50

Fuente: Hammermesh (1996)

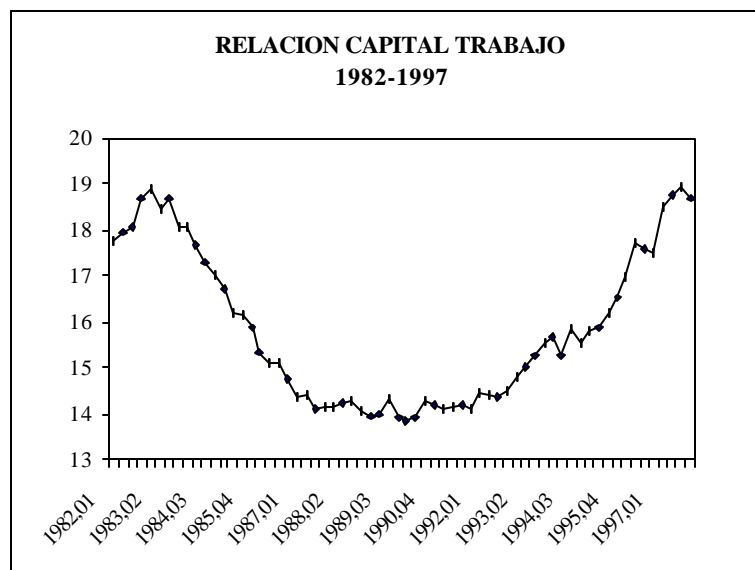
Finalmente, Estevao (1996) presenta el siguiente cuadro resume los resultados obtenidos en diversos estudios que estiman  $\eta_L$  y  $\eta_H$ :

Autor	$h_L$	$h_H$	Series
Feldstein (1967)	0.75-0.90	1.10-2.55	Anual. Cross-section. Reino Unido.
Craine (1973)	0.68-0.80	1.89-1.98	Anual. Serie de tiempo. USA.
Hart y McGregor (1987)	0.31	0.81	Anual. Cross section y serie temporal. Alemania.
Leslie y White (1980)	0.64	0.64	Igual que Feldstein
Shapiro (1986)	1.00	1.06	Trimestral. Series temporales. USA.

Fuente: Estevao, Marcello (1996)

## V.2) Relación capital-trabajo 1982-1997

La relación capital-trabajo en una economía es de alguna forma un indicador relevante de la incorporación de cambio técnico en la misma. La gráfica muestra la evolución de esta relación para nuestro país en el período analizado, a partir de la serie de stock de capital construida con la metodología antes detallada.



De acuerdo con la evolución de la relación entre el stock de capital y el trabajo, pueden distinguirse cuatro etapas en el período analizado. La primer etapa abarca desde el comienzo del período analizado hasta el segundo trimestre de 1983. En esta etapa se verifica un leve aumento de la relación capital trabajo, determinado principalmente por el incremento en el stock de capital, ya que el número de ocupados cae levemente.

La segunda etapa, que abarca desde el tercer trimestre de 1983 hasta el tercer trimestre de 1987, se caracteriza por un marcado descenso en la relación capital trabajo. Ese descenso se debe a la caída en el stock de capital principalmente, ya que el número de ocupados aumenta levemente.

La tercer etapa que es posible distinguir va desde el último trimestre de 1987 hasta el último trimestre de 1992. En esta etapa la relación capital trabajo no muestra cambios significativos, se producen incrementos tanto en el stock de capital como en el número de ocupados que determinan que la relación capital trabajo se mantenga incambiada.

Por último, a partir de 1993 y hasta el final del período analizado, se produce un incremento significativo en la relación capital trabajo, determinado por el incremento en el stock de capital, cuyo crecimiento supera ampliamente el moderado incremento en el número de ocupados. Se estaría produciendo en este último período incorporación tecnológica que no va acompañada por crecimientos similares en el número de ocupados, es decir que esta tecnología podría clasificarse como "ahorradora de mano de obra". Es importante notar que, como se verá más adelante al explicitar la metodología utilizada, en este trabajo no se incorpora este fenómeno. Al utilizar la estimación de una relación de largo plazo entre el producto y la ocupación para proyectar el empleo, estamos suponiendo que se mantendrá la relación tecnológica de largo plazo entre el capital y el empleo.

### V.3) La elasticidad producto-empleo

La metodología utilizada permitió establecer la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo (cointegración) entre el producto bruto interno, el número de ocupados de la economía, las horas promedio trabajadas en la economía y el consumo de energía eléctrica no residencial, como proxy de la utilización de capital.

El siguiente cuadro muestra los resultados del test de cointegración de Johnansen,:

Raíces características	Ratio de verosimilitud	Valor crítico (al 5 %)	Valor crítico (al 1 %)	Nº de rel. de cointegración
0,411	56,340	47,210	54,460	Ninguna **
0,206	26,216	29,680	35,650	Máximo 1
0,182	13,038	15,410	20,040	Máximo 2
0,028	1,617	3,760	6,650	Máximo 3

\*(\*\*) implica rechazo de la hipótesis al nivel de significación del 5%(1%)

La primer columna muestra los valores propios de la matriz de cointegración. En la segunda columna aparece el estadístico Q, también llamado estadístico traza, que se calcula como :

$$Q = - T * \sum_{i=r+1}^k \log (1-\lambda_i)$$

para  $r = 0, 1, \dots, k-1$ ;  $k$  es el número de variables consideradas y  $\lambda_i$  es el mayor valor propio. Este estadístico se utiliza para testear la hipótesis nula de que  $r=0$  (no existe ningún vector de cointegración entre las variables analizadas) contra la alternativa general de  $r = k$  (en este  $k=4$ ). Cuanto más lejos están las raíces características de cero, más negativo es el  $\log (1-\lambda_i)$  y más grande el estadístico.

Para determinar el número de relaciones de cointegración, se procede secuencialmente desde  $r = 0$  hasta  $r = k-1$  (3) hasta que no podemos rechazar. La primer fila en el cuadro testea la hipótesis nula de que no existe cointegración, es decir  $r=0$ , contra la hipótesis alternativa de  $r=4$ . El valor del estadístico es mayor que el valor crítico provisto por Johansen y Juselius (1990), es decir que rechazo la hipótesis nula, o sea que existe al menos una relación de cointegración de largo plazo. Si continuamos realizando el test, en la segunda fila del primer cuadro se testea la hipótesis nula de que existe una relación de cointegración contra la alternativa más general. En este caso no podemos rechazar la hipótesis nula, el estadístico es menor que el valor crítico al 5 %, por lo que no podemos rechazar que exista solo una relación de cointegración. Llegamos entonces a la primer imposibilidad de rechazar la hipótesis nula, por lo que el test concluye que existe una sola relación de equilibrio de largo plazo entre las variables.

El siguiente cuadro muestra el vector de cointegración correspondiente a esta estimación, los coeficientes aparecen normalizados, se escogió la variable PBI para realizar la normalización.

LPBI	LEE	LOCUP	LHT	C
1,000	-0,237	-1,876	1,982	-3,750
	(0,28559)	(0,84748)	(1,39115)	

Esta relación de largo plazo implica que la elasticidad producto empleo en el Uruguay es 1.87, lo que implica que por cada punto porcentual que aumenta el producto, el empleo aumenta 0.53 %. Este primer resultado parece razonable a la luz de la experiencia de nuestro país en los últimos años.

La elasticidad con respecto a las horas trabajadas, que como se detalló anteriormente es un parámetro que genera mayores controversias, presenta un signo negativo. Esto podría estar escondiendo un fenómeno de causalidad que no se recoge en este tipo de análisis. Una posible interpretación es que las horas trabajadas responden al ciclo del producto, es decir la causalidad va desde el producto a las horas trabajadas. En épocas de alza de actividad, se emplearía un

mayor número de empleados que trabajarían menos horas en promedio, mientras que en las épocas recesivas se reduce el número de ocupados y los que permanecen en actividad trabajan mayor número de horas en promedio.

En un intento por corroborar esta hipótesis, se realizó el test de causalidad de Granger, que intenta responder a la pregunta de si “x” causa a “y” analizando cuanto del valor presente de “y” puede ser explicado por los valores pasados de “y” y luego comprobando si al adicionar valores pasados de “x” se puede mejorar la explicación. Se dice que “y” es causada, en el sentido de Granger, por “x” si “x” ayuda en la predicción de “y”, o equivalentemente si los coeficientes retardados de “x” son estadísticamente significativos.

El test de causalidad de Granger corre las siguientes regresiones:

$$PBI_t = \alpha_0 + \alpha_1 * PBI_{t-1} + \dots + \alpha_4 * PBI_{t-4} + \beta_1 * HT_{t-1} + \dots + \beta_4 * HT_{t-4}$$

$$HT_t = \alpha_0 + \alpha_1 * HT_{t-1} + \dots + \alpha_4 * HT_{t-4} + \beta_1 * PBI_{t-1} + \dots + \beta_4 * PBI_{t-4}$$

Se reportan los estadísticos F que sirven para testear la hipótesis nula de que :

$$\beta = \dots = \beta = 0$$

para cada una de las ecuaciones. La hipótesis nula por lo tanto es que las horas trabajadas (HT) no causan al PBI en el sentido de Granger en la primera regresión, y que el PBI no causa las HT en la segunda regresión. La siguiente tabla muestra los resultados del test considerando cuatro rezagos:

Hipótesis nula:	Obs	Estadístico F	Probabilidad
HT no causa al PBI	58	0.95517	0.44048
PBI no causa a HT		2.83011	0.03439

No se puede rechazar la hipótesis nula de que las HT no causan el PBI, pero si se puede rechazar la hipótesis de que el PBI no causa las HT en el sentido de Granger. Esto implica que

la causalidad iría desde el producto a las horas trabajadas, y valida la posible explicación brindada anteriormente sobre el signo de la elasticidad producto – horas trabajadas. Sin embargo, la dinámica de ajuste del empleo y las horas trabajadas surge como un tema interesante a explorar en futuras investigaciones, incorporando además los efectos rezagados de las variables.

Esta relación de largo plazo puede expresarse, a la manera tradicional, de la siguiente forma (sin que ello implique dependencia o independencia de las variables):

$$LPBI = 3.75 + 1.87*LOCUP + 0.23*LEE - 1.98*LHT$$

Se testeó la significación de cada uno de los coeficientes de cointegración. Para ello se plantearon alternativamente, las hipótesis nulas de que cada uno de los  $\beta_i = 0$ . Para realizar este test se construye el siguiente indicador:

$$T \sum_{i=1}^r [\ln(1 - I_i^*) - \ln(1 - I_i)]$$

Donde  $\lambda_i^*$  son las raíces características del modelo con restricciones y  $\lambda_i$  del modelo sin restricciones. Este estadístico tiene una distribución  $\chi^2$  con grados de libertad iguales a  $h(n-q)$ , siendo  $h$  el número de relaciones de cointegración,  $n$  la cantidad de variables en el modelo original y  $q$  la cantidad de variables en el modelo restringido. En todos los casos los valores del estadístico permiten rechazar la hipótesis nula de que alguno de los coeficientes no es significativo, por lo que se concluye que todas las variables incluidas en la relación de cointegración son significativas.

## **VII) COMENTARIOS FINALES**

La utilización de la metodología propuesta por Johansen permitió estimar la relación de largo plazo existente entre el producto de la economía y su nivel de empleo. Para ellos, se estimó una función de producción Cobb-Douglas linealizada, utilizando el consumo de energía eléctrica no residencial como proxy de la utilización de capital, y especificando el factor trabajo a través tanto de las horas trabajadas como del número de ocupados.

De acuerdo con la relación encontrada, por cada punto de incremento del producto, el empleo crece un 0.53 %. Esta elasticidad permite realizar proyecciones de largo plazo del nivel de empleo de la economía, a partir de las proyecciones de crecimiento del producto.

## **BIBLIOGRAFIA**

Arrow, K., Chenery H., Minhas B. y Solow, R., "Capital-Labor substitution and economic efficiency", *The Review of Economics and Statistics*, August 1961.

Ball, R. and St. Cyr, E., "Short term employment functions in British manufacturing industry", *The Review of Economic Studies*, 95, 1966.

Barro, R. y Sala i Martin, X., "Economic Growth", Mc. Graw Hill, Inc., 1995.

Banco Central del Uruguay, "Estudios preparados por el Prof. Harberger para el Uruguay", Montevideo, 1978.

Brechling, F., "The relationship between output and employment in British manufacturing industries", *The Review of Economic Studies*, 91, 1965.

Berndt, E. and Wood, D., "Engineering and Econometric interpretations of energy-capital complementarity", *The American Economic Review*, 1979.

Cámara Nacional de Comercio, "La tasa de retorno al capital en el Uruguay", *Departamento de Estudios Económicos*, Abril 1986.

Cassoni, A., "Cointegración", Universidad de la República, Facultad de Ciencias Sociales, Departamento de Economía, Nota N° 2, diciembre 1994.

Cassoni, A., "The wage elasticity of labour demand in the Uruguayan manufacturing sector after re-unionisation: new evidence", Universidad de la República, Facultad de Ciencias Sociales, Departamento de Economía, Documento N° 15/99, octubre 1999.

Craine, R., "On the service flow form labour", *The Review of Economic Studies*, vol. XL, N° 121.

Enders, W., "Applied econometric time series", 1995.

Estevao, Marcello, "Measurement error and time aggregation: a closer look at estimates of output-labor elasticities", *Finance and Economic Discussion Series*, January 1996.

Feldstein, M., "Specification of the labour input in the aggregate production function", *Review of Economic Studies*, 34, 1967.

Forteza, A. Y Tanzini, R., "La utilización de la capacidad productiva en la economía uruguaya", *Segundas Jornadas Anuales de Economía*, Banco Central del Uruguay, Noviembre de 1987.

Graziani, C. y Guinovart, B., "La tasa de retorno al capital en el Uruguay. Actualización.", Febrero 1991.

Hammermesh, D., "Labor Demand", Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1996.

Harrigan, J., "Estimation of cross-country differences in industry production functions", *Staff Reports*, Federal Reserve Bank of New York, 36, 1998.

Leslie, P. y White, J., "The productivity of hours in UK Manufacturing and Production Industries", *Economic Journal*, 90, 1980.

Nelson, R., "Aggregate production functions and medium range growth projections", *The American Economic Review*, 1964.

Pessino, C.y Gill, I., "Determinants of labor demand in Argentina: estimating the benefits of labor policy reform", Universidad Torcuato Di Tella, 1996.

Shapiro, M., "The dynamic demand for capital and labor", The Quarterly Journal of Economics, 1986.

Solow, R., "Technical change and the aggregate production function", The Review of Economics and Statistics, 3, 1957.

Torello, M. y Casacuberta, C., " Inversión pública en educación en Uruguay", ponencia presentada a las XII Jornadas de Economía del BCU, 1996.

Torello, M., "La productividad de la mano de obra. Comparación entre las agroindustrias y otras actividades manufactureras", Suma 6, abril 1991.

Torello, M., "El comportamiento de la inversión sectorial en equipamiento en Uruguay", Cepal, 1994.

Urrestarazú, M., "Desempleo de segmentación en Montevideo (1981-1995)", diciembre 1997.

## **ANEXO METODOLÓGICO**

Se presentan en este anexo metodológico los tests de Dickey-Fuller aumentados realizados a cada una de las variables finalmente incluidas en la estimación, y sus correlogramas. En todos los casos se encontró que las variables eran integradas de orden uno. Se presenta también el test de Dickey Fuller aumentado realizado a los residuos de la regresión, que indica, tal cual lo requerido por los desarrollos econométricos, que los mismos son estacionarios.

Test de Dickey Fuller aumentado para el PBI

ADF Test Statistic	2.563336	1% Critical Value*	-2.6064
		5% Critical Value	-1.9468
		10% Critical Value	-1.6190

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PBI)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1984:4 1997:4

Included observations: 53 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
PBI(-1)	0.016703	0.006516	2.563336	0.0139	
D(PBI(-1))	-0.378489	0.154003	-2.457670	0.0180	
D(PBI(-2))	-0.238290	0.148198	-1.607918	0.1150	
D(PBI(-3))	-0.024330	0.151565	-0.160528	0.8732	
D(PBI(-4))	0.312074	0.148033	2.108136	0.0407	
D(PBI(-5))	-0.124007	0.147023	-0.843452	0.4035	
D(PBI(-6))	-0.234437	0.154680	-1.515630	0.1368	
D(PBI(-7))	-0.417933	0.152296	-2.744220	0.0087	
D(PBI(-8))	0.269926	0.161489	1.671478	0.1017	
R-squared	0.920855	Mean dependent var	680.1546		
Adjusted R-squared	0.906465	S.D. dependent var	4884.930		
S.E. of regression	1493.979	Akaike info criterion	17.60979		
Sum squared resid	98206761	Schwarz criterion	17.94437		
Log likelihood	-457.6595	Durbin-Watson stat	2.009590		
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.032	-0.032	0.0584	0.809
. .	. .	2 0.057	0.056	0.2460	0.884
. .	. .	3 0.040	0.043	0.3372	0.953
** .	** .	4 -0.209	-0.211	2.9309	0.569
* .	* .	5 -0.059	-0.079	3.1407	0.678
. .	. *	6 0.057	0.082	3.3420	0.765
. .	. *	7 0.037	0.072	3.4278	0.843
* .	** .	8 -0.154	-0.215	4.9629	0.762
. .	. .	9 0.061	0.006	5.2086	0.816
* .	* .	10 -0.113	-0.059	6.0741	0.809
* .	* .	11 -0.170	-0.151	8.0787	0.706
* .	** .	12 -0.101	-0.207	8.8085	0.719
* .	* .	13 -0.107	-0.118	9.6356	0.723
* .	* .	14 -0.071	-0.080	10.008	0.762
. .	. .	15 0.057	-0.020	10.254	0.803
* .	** .	16 -0.093	-0.248	10.942	0.813
. *	. *	17 0.121	0.068	12.122	0.793
. .	* .	18 -0.015	-0.062	12.141	0.840
. .	* .	19 -0.008	-0.090	12.146	0.879
. .	* .	20 -0.005	-0.186	12.148	0.911

Test de Dickey Fuller aumentado para Ocupados

ADF Test Statistic	-0.078788	1% Critical Value*	-2.6033
		5% Critical Value	-1.9463
		10% Critical Value	-1.6188

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(HT)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1983:4 1997:4

Included observations: 57 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HT(-1)	-0.000176	0.002236	-0.078788	0.9375
D(HT(-1))	-0.402049	0.127793	-3.146087	0.0027
D(HT(-2))	-0.472689	0.117570	-4.020494	0.0002
D(HT(-3))	-0.442131	0.119737	-3.692506	0.0005
D(HT(-4))	0.359256	0.116747	3.077233	0.0033
R-squared	0.781497	Mean dependent var	-0.000919	
Adjusted R-squared	0.764689	S.D. dependent var	1.473383	
S.E. of regression	0.714722	Akaike info criterion	2.249785	
Sum squared resid	26.56303	Schwarz criterion	2.429000	
Log likelihood	-59.11887	Durbin-Watson stat	1.989054	

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.006	-0.006	0.0019	0.965
. .	. .	2 0.050	0.050	0.1531	0.926
. .	. .	3 -0.007	-0.006	0.1558	0.984
.* .	* .	4 -0.123	-0.126	1.1235	0.891
.* .	* .	5 -0.085	-0.087	1.5894	0.903
.* .	* .	6 0.080	0.093	2.0075	0.919
.* .	* .	7 -0.145	-0.140	3.4223	0.843
. .	. .	8 -0.003	-0.032	3.4227	0.905
. .	. .	9 -0.010	-0.014	3.4294	0.945
. .	. .	10 0.048	0.065	3.5962	0.964
.* .	. .	11 0.073	0.055	3.9889	0.970
. .	. .	12 -0.012	-0.057	4.0001	0.983
.* .	* .	13 -0.113	-0.107	4.9699	0.976
.* .	* .	14 -0.079	-0.084	5.4613	0.978
.* .	* .	15 -0.103	-0.074	6.3061	0.974
. .	. .	16 0.036	0.033	6.4147	0.983
. .	* .	17 -0.038	-0.064	6.5388	0.989
. .	. .	18 0.061	0.044	6.8552	0.991
.* .	* .	19 0.092	0.086	7.6063	0.990
. .	. .	20 0.024	-0.002	7.6603	0.994

Test de Dickey Fuller aumentado para Horas Trabajadas

ADF Test Statistic	-2.618446	1% Critical Value*	-3.5478
		5% Critical Value	-2.9127
		10% Critical Value	-2.5937

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(OCUP)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1983:4 1997:4

Included observations: 57 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OCUP(-1)	-0.073798	0.028184	-2.618446	0.0116
D(OCUP(-1))	-0.335120	0.134269	-2.495891	0.0158
D(OCUP(-2))	-0.232862	0.141967	-1.640254	0.1071
D(OCUP(-3))	-0.129825	0.139718	-0.929191	0.3572
D(OCUP(-4))	0.087371	0.132409	0.659856	0.5123
C	88.22877	30.92208	2.853261	0.0062
R-squared	0.200438	Mean dependent var	5.646101	
Adjusted R-squared	0.122049	S.D. dependent var	18.27875	
S.E. of regression	17.12701	Akaike info criterion	8.618491	
Sum squared resid	14960.06	Schwarz criterion	8.833549	
Log likelihood	-239.6270	F-statistic	2.556979	
Durbin-Watson stat	1.901541	Prob(F-statistic)	0.038623	

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.012	0.012	0.0087	0.926
. .	. .	2 -0.027	-0.027	0.0529	0.974
. .	. .	3 -0.034	-0.034	0.1255	0.989
. .	. .	4 -0.054	-0.054	0.3080	0.989
.* .	* .	5 -0.085	-0.086	0.7790	0.978
** .	** .	6 -0.227	-0.233	4.1878	0.651
. .	. .	7 0.005	-0.006	4.1895	0.758
* .	* .	8 -0.156	-0.195	5.8664	0.662
* .	* .	9 -0.135	-0.187	7.1343	0.623
. **	. **	10 0.300	0.267	13.574	0.193
. *	. .	11 0.081	0.013	14.049	0.230
. .	. .	12 0.044	-0.026	14.193	0.289
* .	* .	13 -0.117	-0.140	15.232	0.293
* .	** .	14 -0.110	-0.230	16.173	0.303
. .	* .	15 -0.045	-0.105	16.333	0.360
. .	. *	16 -0.019	0.077	16.363	0.428
* .	* .	17 -0.079	-0.177	16.888	0.462
* .	* .	18 -0.077	-0.062	17.395	0.496
* .	** .	19 -0.156	-0.217	19.555	0.422
. *	. .	20 0.180	-0.021	22.507	0.314

Test de Dickey Fuller aumentado para la Energía Eléctrica

ADF Test Statistic	4.627843	1% Critical Value*	-2.6033
		5% Critical Value	-1.9463
		10% Critical Value	-1.6188

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EE)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1983:4 1997:4

Included observations: 57 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
EE(-1)	0.043274	0.009351	4.627843	0.0000	
D(EE(-1))	-0.906067	0.143278	-6.323861	0.0000	
D(EE(-2))	-0.823547	0.157059	-5.243563	0.0000	
D(EE(-3))	-0.704523	0.153717	-4.583236	0.0000	
D(EE(-4))	-0.133620	0.136583	-0.978305	0.3325	
R-squared	0.557068	Mean dependent var	5.856760		
Adjusted R-squared	0.522997	S.D. dependent var	39.09291		
S.E. of regression	26.99969	Akaike info criterion	9.513159		
Sum squared resid	37907.14	Schwarz criterion	9.692374		
Log likelihood	-266.1250	Durbin-Watson stat	1.996038		
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.007	-0.007	0.0031	0.956
. .	. .	2 -0.018	-0.018	0.0232	0.988
. .	. .	3 0.012	0.012	0.0328	0.998
. .	. .	4 -0.017	-0.017	0.0510	1.000
* .	* .	5 -0.069	-0.069	0.3593	0.996
. .	. .	6 0.059	0.057	0.5863	0.997
* .	* .	7 -0.078	-0.081	1.0003	0.995
. .	. .	8 0.040	0.044	1.1107	0.997
. *	. *	9 0.173	0.169	3.2006	0.956
* .	* .	10 -0.094	-0.098	3.8312	0.955
. *	. *	11 0.168	0.190	5.9024	0.880
* .	** .	12 -0.149	-0.191	7.5539	0.819
* .	* .	13 -0.107	-0.073	8.4312	0.814
. .	. *	14 0.054	0.072	8.6560	0.852
* .	* .	15 -0.100	-0.167	9.4646	0.852
* .	. .	16 -0.126	-0.037	10.758	0.824
. .	. .	17 0.030	-0.055	10.836	0.865
. .	. .	18 -0.044	-0.052	10.999	0.894
. .	. .	19 -0.043	-0.009	11.161	0.918
. .	. .	20 0.065	-0.050	11.545	0.931

Test de Dickey Fuller aumentado para los residuos de la regresión

ADF Test Statistic	-2.928253	1% Critical Value*	-2.6143
		5% Critical Value	-1.9481
		10% Critical Value	-1.6196

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESEST2)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1986:4 1997:4

Included observations: 45 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESEST2(-1)	-1.049444	0.358386	-2.928253	0.0056
D(RESEST2(-1))	0.005997	0.316792	0.018931	0.9850
D(RESEST2(-2))	0.065043	0.280020	0.232279	0.8175
D(RESEST2(-3))	0.082281	0.233347	0.352614	0.7262
D(RESEST2(-4))	0.010885	0.161828	0.067261	0.9467
R-squared	0.507243	Mean dependent var		40.47450
Adjusted R-squared	0.457967	S.D. dependent var		1950.499
S.E. of regression	1436.013	Akaike info criterion		17.48157
Sum squared resid	82485375	Schwarz criterion		17.68231
Log likelihood	-388.3353	Durbin-Watson stat		1.912748

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.016	-0.016	0.0132	0.908
. .	. .	2 0.065	0.065	0.2420	0.886
. .	. .	3 0.005	0.007	0.2434	0.970
.* .	* .	4 -0.068	-0.072	0.5035	0.973
. .	. .	5 0.001	-0.002	0.5035	0.992
. .	. .	6 0.022	0.031	0.5317	0.997
. .	. .	7 0.038	0.040	0.6192	0.999
. .	* .	8 -0.051	-0.059	0.7807	0.999
. .	. .	9 -0.027	-0.035	0.8268	1.000
.* .	* .	10 -0.131	-0.122	1.9361	0.997
** .	** .	11 -0.227	-0.228	5.3816	0.911
. .	. .	12 -0.033	-0.042	5.4572	0.941
.* .	* .	13 -0.161	-0.153	7.2793	0.887
.* .	* .	14 -0.060	-0.098	7.5375	0.912
. .	* .	15 -0.035	-0.068	7.6286	0.938
. .	. .	16 -0.033	-0.047	7.7114	0.957
. * .	. * .	17 0.093	0.089	8.3882	0.958
.* .	* .	18 -0.058	-0.063	8.6575	0.967
. .	* .	19 -0.012	-0.062	8.6694	0.979
. .	* .	20 -0.048	-0.084	8.8732	0.984