

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

**Verónica Amarante
Mayo de 2000
Serie de documentos de trabajo
D.T. 6/00**

Este documento es 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.

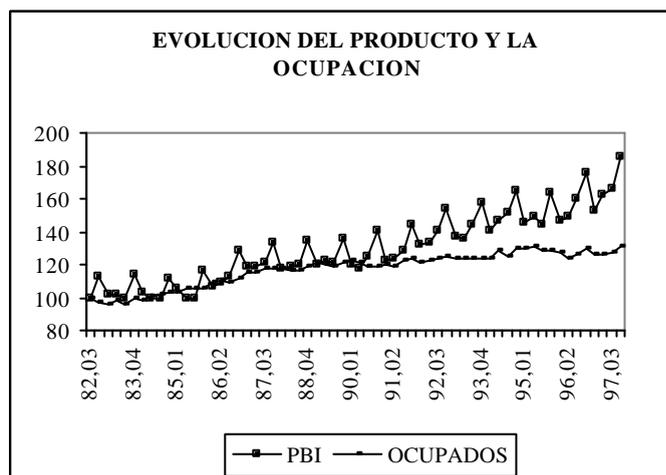
I) INTRODUCCION	3
II) MARCO TEORICO	4
II.1 FUNCIONES DE PRODUCCIÓN.....	4
II.2 FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN COBB-DOUGLAS.....	5
III) METODOLOGIA	8
III.1) METODOLOGÍA UTILIZADA PARA LAS ESTIMACIONES.....	8
III.2) LIMITACIONES DE LA METODOLOGÍA.....	9
III.3) LA INFORMACIÓN UTILIZADA.....	9
IV) ESTIMACION DE LA FUNCION DE PRODUCCION	12
IV.1) ESPECIFICACIÓN DEL TRABAJO.....	12
IV.2) TRATAMIENTO DEL STOCK DE CAPITAL.....	14
IV.3) RELACIÓN ENTRE EL STOCK DE CAPITAL Y EL CONSUMO DE ENERGÍA.....	17
V) RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES	19
V.1) ANTECEDENTES.....	19
V.2) RELACIÓN CAPITAL-TRABAJO 1982-1997.....	20
V.3) LA ELASTICIDAD PRODUCTO-EMPLEO.....	21
VII) COMENTARIOS FINALES	24
BIBLIOGRAFIA	25
ANEXO METODOLÓGICO	27

I) INTRODUCCION

En este trabajo se investiga 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 la elasticidad producto – empleo en el largo plazo. A partir de ésta, y haciendo supuestos acerca de la evolución del nivel de actividad, es posible realizar estimaciones sobre el nivel futuro del empleo.

Entre 1982 y 1997, el Producto Bruto Interno (PBI) de Uruguay creció a una tasa acumulativa anual de 4,1 %, mientras que la ocupación lo hizo a una tasa acumulativa anual de 1,8%. Al considerar los últimos años del período -la década de los noventa- encontramos que mientras 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, en este trabajo no se profundizará en el análisis de éstas, así como tampoco se considerará en detalle los cambios dentro del empleo¹, ya que estos aspectos escapan a los objetivos propuestos.



Este trabajo se centra en la estimación de una función de producción agregada. Para ello se especifican los factores productivos (capital y trabajo), se analiza el orden de integración de las series y se realizan tests de cointegración, para asegurarse de que la relación encontrada entre las variables escogidas constituya realmente una relación de largo plazo, o de equilibrio económico, tal como lo requiere el marco teórico adoptado.

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

II) MARCO TEORICO

En este trabajo se busca constatar la existencia de una relación de largo plazo entre el producto y el empleo, para luego cuantificarla. Constituye una aproximación al tema del empleo desde la perspectiva de la demanda. Como señala Hammermesh (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 mayor disponibilidad de información sobre ésta. Sin embargo, el desarrollo de la teoría neoclásica de la producción y de los métodos econométricos de estimación en los últimos años, hace posible representar y estimar relaciones productivas de diferente complejidad, de las cuales se derivan las funciones de demanda. Dado que el interés aquí se centra en la elasticidad producto-empleo, se estimará una función de producción pero 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 del que parte esta teoría es que los empresarios tienen como objetivo maximizar sus beneficios². Para alcanzarlo, eligen la combinación óptima de los factores productivos con 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:³

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

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

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

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, en particular en términos de producto por trabajador:

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

Por lo tanto:

$$y = f(k)$$

² La racionalidad empresarial puede plantearse como una cuestión de maximización de beneficios o mediante su problema dual, la minimización de costos.

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

- 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 .

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:

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

Donde $A > 0$ es el efecto del progreso técnico no incorporado al trabajo ni al capital³ (se dice que ese progreso técnico es neutral en el sentido de Hicks), y α es una constante que cumple $0 < \alpha < 1$. La función de producción Cobb - Douglas puede ser escrita en la forma intensiva, ya que presenta rendimientos constantes a escala⁵:

$$y = A * k^{\alpha}$$

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

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

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

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

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

Las elasticidades del producto con respecto al capital (η_K) y al trabajo (η_L) que surgen de las funciones de producción se definen como :

³ Siguiendo a Barro, R. y Sala i Martin, X, 1995.

⁴ Los resultados obtenidos por Solow (1957) en sus investigaciones sobre el crecimiento en Estados Unidos, que reflejan una contribución del factor A muy elevada, llevaron al desarrollo de diferentes modelizaciones a partir de diferentes interpretaciones de A.

⁵ $F(\lambda K, \lambda L) = A * (\lambda K)^{\alpha} * (\lambda L)^{1-\alpha} = A * \lambda^{\alpha} * \lambda^{1-\alpha} * K^{\alpha} * L^{1-\alpha} = A * \lambda^{\alpha} * \lambda^{1-\alpha} * K^{\alpha} * L^{1-\alpha} = \lambda * F(K, L)$

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

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

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. En consecuencia, por tratarse de una función linealmente homogénea, las elasticidades del producto mano de obra y del producto capital son iguales al peso de la masa salarial y de la remuneración total al capital en el producto.⁶

Otra fuerte restricción que se introduce al trabajar con funciones de producción del tipo Cobb-Douglas es que éstas suponen que la elasticidad de sustitución entre el capital y el trabajo es igual a uno. En diversos desarrollos teóricos es necesario hacer algunos supuestos acerca de la relación entre el capital y el trabajo, explicitando hasta qué punto son sustituibles entre sí. Ante la falta de generalizaciones empíricas acerca de este fenómeno, se ha optado por hipótesis simples, como el supuesto de coeficientes de insumos constantes (a través de la función de producción de Leontieff) o el 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:

$$(dL)/(dK) \hat{e}_{isocuanta} = - F_K / F_L$$

y la elasticidad de sustitución es:

$$\{[\%(\text{pendiente}) / \% (L/K)] * [(L/K)/\text{pendiente}]\}^{-1}$$

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

En Arrow et al. (1961) se establece que la evidencia empírica indica grados de sustitución variables entre el capital y el trabajo, según los diferentes tipos de producción que se trate. Las alternativas tecnológicas son variadas y flexibles en algunos sectores, y limitadas en otros, por lo que el supuesto de sustitución uniforme entre factores, extendido a todos los productos de la economía, es un supuesto fuertemente simplificador.

⁶ Este resultado es conocido como Teorema de Euler.

A partir de una función de producción de este tipo se puede obtener las funciones de demanda de L y de K , y a partir de ellas la función de costos. Para eso es necesario plantear el problema de la minimización de la función de costos ($w*L+r*K$) sujeto a la obtención de una determinada cantidad de producto. La solución de este problema permite obtener las funciones de demanda de trabajo y de capital, que se expresan, respectivamente:

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

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

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 α , que refleja la elasticidad producto - empleo, a partir de la estimación de la función de producción. Otro camino posible para la estimación de ese parámetro, pero que no se seguirá, es utilizar una ecuación de demanda de trabajo.

La versión de la función de producción Cobb-Douglas original que se plantea aquí es restrictiva, al suponer que los únicos factores que intervienen en el proceso productivo son el trabajo y el capital, y que la suma de las participaciones de las retribuciones a ambos factores en el producto total es uno. Sin embargo la función finalmente estimada en este trabajo no padece esta restricción, ya que se dio cuenta del factor productivo trabajo mediante la consideración de horas promedio trabajadas y número de ocupados. Se estimó una función del tipo:

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

donde no se impone la restricción de 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 han explorado 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 (1991) implica que cualquier relación significativa de equilibrio de largo plazo entre variables 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, es decir que 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 $X_t \sim CI(d,b)$ si se verifica que:

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

El vector β se denomina vector de cointegración. Este vector no es único, multiplicándolo 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 cuando el vector X_t es de dimensión $n \times 1$, es $n-1$.

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

Ambas comienzan por verificar el orden de integración de las series, ya que para encontrar una relación de cointegración entre ellas es necesario que 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 efectuó el test de Dickey-Fuller aumentado a todas las variables con las que se proyectó realizar la estimación final, a saber: PBI, Stock de Capital, Utilización del Stock de Capital, Horas Trabajadas, Personal Ocupado, Consumo de Energía Eléctrica.⁷

El haber encontrado que las variables presentan el mismo orden de integración habilita a estimar la relación de cointegración existente. Se presentan aquí nuevamente dos opciones: utilizar la metodología propuesta por Engle y Granger o la de Johansen. La primera, 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 revé 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 haber más de un vector de cointegración. Pero este método no proporciona un procedimiento sistemático para estimar por separado los múltiples vectores de cointegración. Otra de sus limitaciones es que implica una estimación en dos etapas. En la primera se genera la

⁷ 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.

serie de errores, y en la segunda se utilizan estos errores generados para estimar una regresión del tipo:

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

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 a este segundo paso.

Por estas razones, finalmente se optó por la metodología propuesta por Johansen. Este procedimiento es una generalización multivariada del test de Dickey-Fuller.⁸ En ella se utilizan estimadores de máxima verosimilitud, lo que resuelve el problema de la estimación en dos etapas, y además permite verificar la existencia de múltiples vectores de cointegración. 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 ésta 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 para la economía agregada no se dispone de una serie temporal tan larga como sería deseable; se cuenta con 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 corren cuando se utilizan series temporales cortas es no captar adecuadamente las respuestas del empleo ante las variaciones del producto, ya que presentan ciertos rezagos.

Por otro lado, se ha señalado que la estimación de la elasticidad producto-empleo, realizada para el largo plazo, permite proyectar el nivel de ocupación de la economía. Al hacerlo, se está suponiendo implícitamente que la tecnología, representada por la relación capitaltrabajo, 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 realizadas 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 Uruguay⁹. La información correspondiente al mercado laboral, es decir el número de ocupados y el promedio de horas promedio trabajadas, proviene del Instituto Nacional de Estadística. El número total de ocupados del país corresponde al total del país urbano, que es la suma de los ocupados de Montevideo más los del 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 según los ocupados en cada una de estas localidades.

⁸ Para una descripción detallada de este procedimiento ver Enders (1995).

⁹ Esta serie de PBI incluye el producto del sector agropecuario.

La serie de stock de capital utilizada es una actualización de la calculada por el Banco Central del Uruguay (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 proporciona datos sobre la inversión bruta en Maquinaria y Equipos, en Construcción (tanto pública como privada) en Inventarios y en Tierras, se generaron las series de stocks de capital. Para ello se utilizaron tasas de crecimiento económico y se realizaron supuestos acerca de la tasa de depreciación, para hacer 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 remplazo del capital perdido debido a la depreciación de ese año; la inversión restante, entonces, reflejará el crecimiento del stock de capital¹⁰.

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

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

En este trabajo se optó por considerar sólo el stock de capital en maquinaria y equipo como factor productivo para estimar una función de producción¹¹. 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 supone una tasa de depreciación de 8%, que corresponde al escenario medio utilizado en el trabajo original de Harberger y Wisecarver, donde se utilizaron tres tasas de depreciación: 6%, 8% y 10 %.

Esa investigación abarca el período 1956-1972. Existen dos actualizaciones de ella. Una fue realizada en el Departamento de Estudios Económicos de la Cámara Nacional de Comercio (1986). Allí se estimó el stock de capital (también separando entre Maquinaria y equipo, Construcción, Inventario y Tierras) para el período 1967-1984. La otra es correspondiente a Graziani y Guinovart (1991), donde también se buscó actualizar la tasa de retorno al capital en el Uruguay, para lo que se estimó 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 permite aumentar considerablemente el tamaño de la muestra. 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 sólo se da a conocer con periodicidad anual por el BCU, por lo que se “trimestralizó” esa serie. El procedimiento utilizado para ello partió de considerar la forma en que se reparten las importaciones de maquinaria y equipo por

¹⁰ 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 utilizaron la tasa promedio de crecimiento del PBI para 1955-1957.

¹¹ 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.

trimestre, y se utilizó estos mismos coeficientes para la serie de inversión. Este método se justifica dado que más de un 90 % de la formación bruta de capital en maquinaria y equipo está constituido por 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 se debe principalmente a la relevancia de este instrumento para los estudios empíricos de crecimiento económico. El creciente interés en este tema ha proporcionado dos mejoras fundamentales para la especificación de las funciones de producción. La primera es la generalización, desde la tradicional función de producción de Cobb-Douglas, a una función de elasticidad de sustitución constante. La otra mejora afecta a la medición de los factores productivos, problema fundamental a la hora de la especificación, al que se le pasó a dar más importancia.

Con respecto a este segundo avance, se destacan dos trabajos pioneros: uno es el de Solow (1957), que desarrolla una medida del stock de capital que permite considerar el progreso tecnológico. El otro es de Feldstein (1967), que 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, hace que la especificación mejore.

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 (η_L) es igual a la elasticidad del producto con respecto a las horas promedio trabajadas (η_H), y por lo tanto la elasticidad de sustitución entre hombres y horas es infinita.

Algunos economistas consideran que una firma puede ser modelada como una entidad racional, minimizadora de costos y maximizadora de beneficios, en la cual el número de horas trabajadas resulta de ese proceso de optimización. Para ellos, las horas extras de trabajo pueden ser altamente productivas y eficientes, y esto explica porqué la reducción en las horas normales de trabajo no ha sido acompañada por una reducción en las horas realmente trabajadas. El debate en torno a estas ideas se generó a partir del crecimiento marcado de las horas extras promedio, que coexistió 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 sus componentes número de trabajadores y horas promedio trabajadas. Se distinguen en 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 impone la restricción de que η_H sea igual a η_L . Ambos autores argumentan que dicha igualdad forzada (incluir los servicios del factor trabajo como un todo), conduce a serios errores de especificación, y los resultados empíricos de sus trabajos lo confirman. La posible diferencia entre η_L y η_H se vuelve relevante cuando se trata de realizar predicciones a partir de la información brindada por la función de producción, como se pretende en nuestro trabajo..

Las horas de trabajo no son en sí un factor productivo, sino más bien un factor de conversión que cambia los argumentos de la función de producción de stocks a flujos. También sería deseable encontrar un factor de conversión para el otro factor productivo, el capital, ya que un

stock dado de capital puede asociarse con diferentes grados de utilización. Este tema será retomado más adelante, cuando se discuta 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, si se acepta el conocido argumento de que el aumento en las horas promedio trabajadas hace caer el producto por hora, debido a los efectos del cansancio en el corto plazo y de los deterioros en la salud en el largo plazo, eso implica que $\eta_H < 1$.

Con respecto a la relación entre η_H y η_L , Feldstein argumenta que η_H es mayor que η_L por dos razones. Por un lado, un incremento en las horas trabajadas hace que también aumenten los servicios del capital, y dado que el incremento de la depreciación y el interés son proporcionalmente menores que el número de horas que el stock de capital es usado, más horas trabajadas implican menores costos unitarios de los servicios del capital, y pueden llevar a que el producto neto se 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 ser considerado como un costo laboral fijo que no implica mayor producto (recreos de descanso, horario cercano al almuerzo, tiempo de “puesta a punto”, etc.). Estas horas son pagas pero no productivas, y no aumentan 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 aumenta η_H en relación con η_L .

Una tercera razón no considerada por Feldstein pero señalada por Leslie y Wise (1980), es que la variable η_H puede estar correlacionada con alguna otra variable o variables no incluidas en la regresión. Por ejemplo, η_H puede esconder un fenómeno de atesoramiento de trabajo, es decir, puede darse que la medida de trabajo incluida en la función de producción no refleje 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, puede distinguirse dos posiciones en relación a la productividad de las horas trabajadas. Una corresponde a la de los autores anteriormente mencionados, que sostienen que $\eta_H > \eta_L$ y que el incremento en las horas de trabajo es altamente productivo. La otra, la de los llamados “institucionalistas” por Leslie y Wise (1980), sostiene que la productividad de un aumento en la cantidad de horas de trabajo es escasa. Por otro lado, Leslie y Wise muestran que los altos valores de η_H en los trabajos de Feldstein y Craine pueden obedecer a la existencia de factores específicos a las diversas industrias, que al no ser considerados en las estimaciones *cross-section* conducen a sobrestimaciones del efecto de las horas trabajadas.

También Estevao (1996) critica los resultados alcanzados por los trabajos de Craine y Feldstein acerca de las magnitudes de η_H y η_L , argumentando que su elección de la frecuencia de la información es inadecuada. 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 η_H y η_L diferirán según la periodicidad de la información. Con la agregación temporal, el sesgo del estimador de la elasticidad producto-horas se incrementa, mientras que el del estimador de la elasticidad producto-empleo decrece. Por ello sugiere utilizar datos mensuales para la estimación de la elasticidad producto-horas, y series anuales para la estimación de la elasticidad producto-empleo.

Shapiro (1986) estima una función de producción que especifica las horas y el número de trabajadores por separado cuando se trata del factor productivo trabajo, como forma de captar los diferentes costos marginales y de ajuste de ambas variables.

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

Como fue señalado anteriormente, la creciente importancia de la teoría del crecimiento como tema de investigación empírica permitió avanzar en 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. Se 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 de 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 sólo de la educación formal, sino también de la experiencia adquirida en el desempeño del trabajo.

En un trabajo reciente¹² se estima un Índice de Capital Humano para nuestro país. Este es estimado para el período 1986-1995 en forma anual, considerando sólo los trabajadores del sector privado. Estas características de ese 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, dado las limitaciones de las estadísticas básicas uruguayas respecto a la medición de esta variable. Estas carencias incluyen por un lado, la inexistencia de una serie actualizada del stock de capital de la economía, y por otro la falta de estimaciones de utilización del capital¹³.

Es necesario destacar que, al igual que respecto del factor trabajo, lo que interesa considerar aquí es el stock de capital efectivamente utilizado en el proceso productivo. Para eso, 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 dificultades considerables. Aquí 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 es el capital en uso lo que debe incluirse, no el capital existente. Al no encontrar una medida confiable de la 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 sea más cercano a la verdad que si no se hacen correcciones. Otro factor por el cual no corrige, pero indica 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 sobrestima el capital realmente utilizado. Sin embargo, como se verá más adelante, parece haber surgido posteriormente mejores formas de aproximarse a la medición del capital utilizado.

¹² Torello y Casacuberta (1996).

¹³ 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.

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). Allí 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:

$$\text{GUK} = \text{end}^{-\alpha}$$

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

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

Los indicadores que estos autores usan 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 esos 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 de poca información (serie del nivel de actividad). La desventaja es que los máximos no corresponden necesariamente a un mismo nivel de utilización de la capacidad, y entonces el método subestima la capacidad. Pueden señalarse otras dos carencias de este método. En primer lugar, la evolución del producto potencial entre dos puntos dados en el 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 este 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. Partiendo de 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:

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

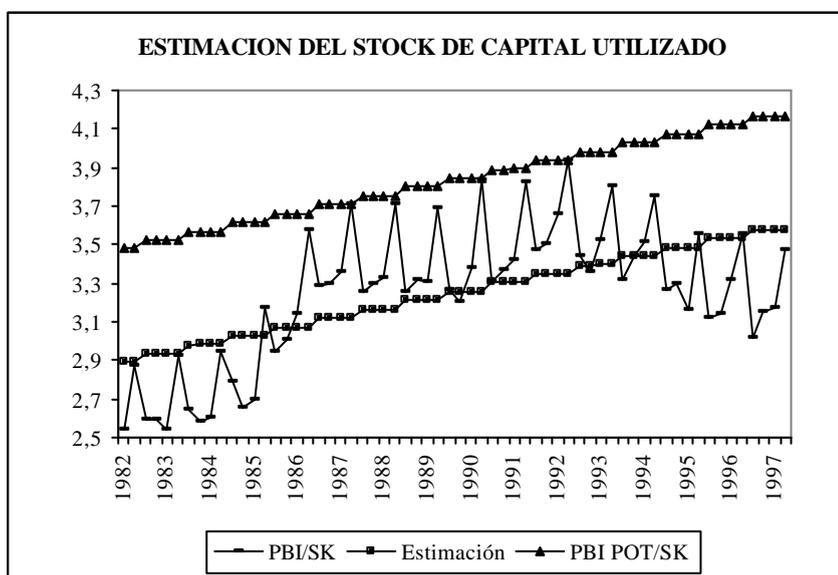
y se genera la serie de la relación producto potencial/capital tomando el valor a_1

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 procedimiento es que es no es capaz 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 parte de estimar en primer término la relación entre el producto y los recursos utilizados, para luego calcular el producto correspondiente a una situación de 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. El tratamiento del trabajo y el capital en este método es asimétrico, en la medida que considera las horas efectivamente trabajadas, no las disponibles, y el capital disponible pero 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.

En este trabajo se optó por realizar una estimación de la utilización del stock de capital basada en la segunda metodología discutida. 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 reflejarlos. 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 consideró que como su trabajo analiza las tasas relativas de crecimiento del capital y el trabajo en un período largo, el problema

no era tan serio.

También la forma de agregar los bienes de capital para obtener una medida del stock de capital es importante. Diversos trabajos han explorado 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 ella. Los ponderadores deben reflejar la eficiencia relativa del capital, ya sea a través de la edad de los bienes, su 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 de 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 (para uso no residencial) ha sido ampliamente debatida, tanto en el campo de la economía como en el de la ingeniería.

Existen varios estudios econométricos con conclusiones opuestas acerca de la elasticidad de sustitución entre capital y energía. En algunos se sostiene que son complementarios, para otros son sustitutivos y otros concluyen que no existe relación significativa entre ambos. Esta evidencia conflictiva que presentan 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 que se distinga o no 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), aunque no apoyan la idea de que todas las industrias en todos los períodos presenten complementariedad entre capital y energía, establecen que parece existir evidencia empírica sustancial y creciente a favor de la complementariedad. También señalan allí que tanto la complementariedad entre la energía y el capital como la sustitución entre energía y trabajo son consistentes con la situación de los Estados Unidos, con alto nivel de empleo y bajo nivel de inversión de la economía, relacionado esto último con los altos precios de la energía eléctrica.

Los estudios empíricos existentes sobre la relación capital energía para el Uruguay tampoco coinciden¹⁴. Rossi y Tansini (1989) encuentran que el capital y la electricidad son altamente sustitutivos, mientras que Tansini y Zejan (1990) encuentran que son complementarios para el mismo período. En un tercer análisis realizado por Tansini y Rossi (1989) para las industrias textiles y de cueros, se concluye que las elasticidades de sustitución de capital y energía son negativas.

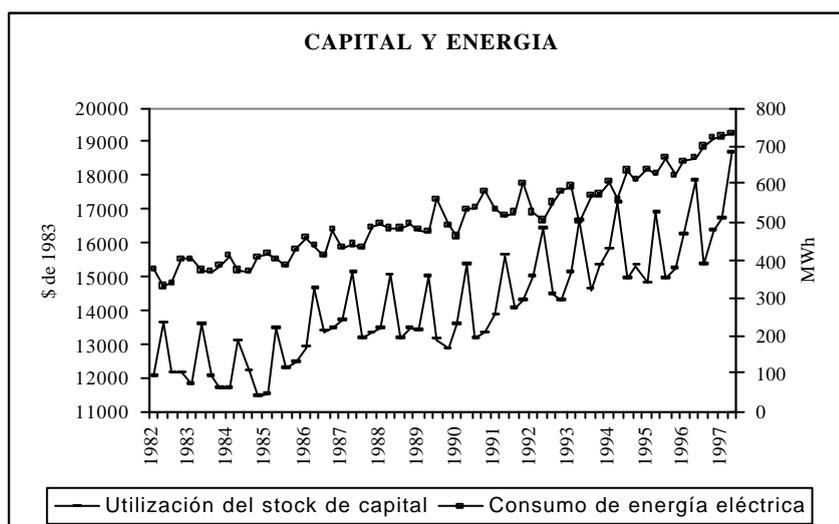
En un trabajo de Torello (1991), al no disponerse de información sobre stocks y/o servicios de capital, se optó por la búsqueda de una variable *proxy*. Inicialmente se construyó una serie de consumo de energéticos en unidades equivalentes (tep), la que mostró variaciones muy erráticas. Ese comportamiento puede ser explicado, según la autora, por la gran sustitución, durante el período analizado, entre combustibles derivados del petróleo y energéticos de origen vegetal

¹⁴ Los trabajos mencionados son citados por Torello (1991).

(leña, bagazo, etc.), junto a una posible distorsión introducida por la agregación en unidades equivalentes. Es por eso que aquí 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. La elección de la variable *proxy* se justifica además en que se encontró una fuerte correlación entre el consumo de energía eléctrica y una estimación de los servicios de capital para la industria.

Como se explicó antes, 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 luego 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 en el período considerado, siendo el coeficiente de correlación 0,78. Estas evoluciones parejas parecen 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 en ese período, la acumulación de capital en nuestro país no implicó la incorporación de maquinaria y equipo más eficientes en términos energéticos. La siguiente gráfica muestra las evoluciones similares del consumo de energía eléctrica no residencial y de la utilización del stock de capital que señalamos.



V) RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

V.1) Antecedentes

En una investigación de Torello (1991) que analiza el caso uruguayo se estiman funciones de producción. Allí 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 por un lado y el destino de su producción por otro.

Las especificaciones estimadas son una función Cobb-Douglas y una función de producción de elasticidad de sustitución constante (CES). La función Cobb-Douglas fue estimada mediante mínimos cuadrados ordinarios, mientras que para la función CES se utilizó el método de máxima verosimilitud.

Como factores productivos, fueron considerados capital y trabajo. Para lograr una serie de datos que midiese los servicios del factor capital, se optó por utilizar como *proxy* el consumo de energía eléctrica, 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 las horas trabajadas por los obreros en las respectivas ramas.

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

Grupo	Cobb-Douglas	C.E.S.
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, Cassoni (1999) estima la elasticidad de sustitución y la elasticidad precio de la demanda de trabajo para la industria manufacturera del Uruguay. Allí distingue 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.

Ese modelo es estimado utilizando dos conjuntos 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 ese 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 también 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. Esas estimaciones son realizadas a partir de 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 el 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)

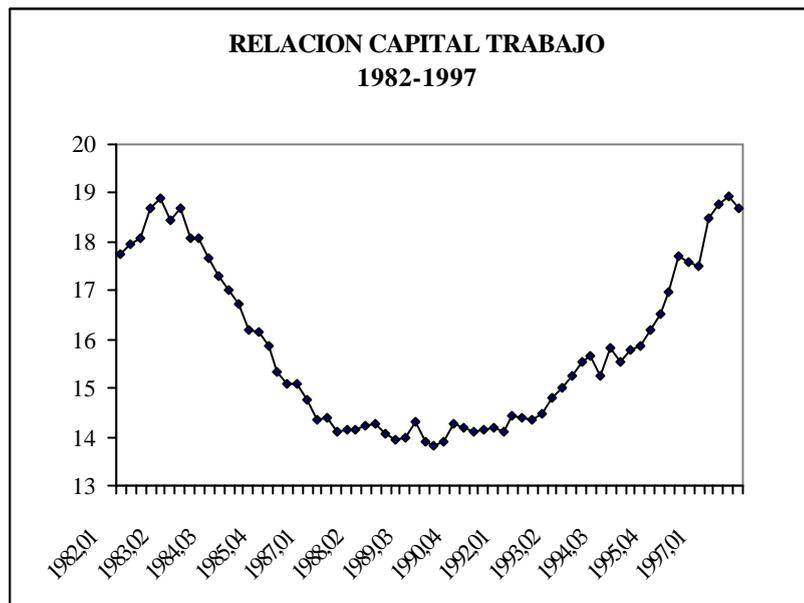
Finalmente, Estevao (1996) presenta el siguiente cuadro que resume los resultados obtenidos en diversos estudios que estiman η_L y η_H :

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, puede distinguirse cuatro etapas en el período analizado. La primera 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. Este se debe principalmente a la caída en el stock de capital, ya que el número de ocupados aumenta levemente.

La tercera etapa que es posible distinguir va desde el último trimestre de 1987 hasta el último trimestre de 1992. En esta la relación capital trabajo no muestra cambios significativos, se producen incrementos tanto en el stock de capital como en el número de ocupados, lo que determina 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. En este último período se estaría produciendo 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 que existe 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, usado como *proxy* de la utilización de capital.

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

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 primera 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 :

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

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

Para determinar el número de relaciones de cointegración, se procede secuencialmente desde $r = 0$ hasta $r = k-1$ (3) hasta que no sea posible rechazar. La primer fila en el cuadro contrasta la hipótesis nula de que no existe cointegración, es decir $r=0$, contra la hipótesis alternativa de que $r=4$. El valor del estadístico es mayor que el valor crítico provisto por Johansen y Juselius (1990)¹⁵, es decir que se rechaza 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 contrasta la hipótesis nula de que existe una relación de cointegración contra la alternativa más general. En ese caso no podemos rechazar la hipótesis nula, el estadístico es menor que el valor crítico al 5 %, por lo que no podemos descartar que exista solo una relación de cointegración. Llegamos entonces a la primera imposibilidad de rechazar la hipótesis nula, por lo que se 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 indica que la elasticidad producto-empleo en el Uruguay es 1,87. Eso 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 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

¹⁵ Citado en Enders (1995)

épocas recesivas se reduciría el número de ocupados y los que permanecieran en actividad trabajarían mayor cantidad 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 ¿es “x” causa de “y”?, analizando cuánto 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 efectúa 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 contrastar la hipótesis nula de que :

$$\beta_1 = \dots = \beta_n = 0$$

para cada una de las ecuaciones. La hipótesis nula por lo tanto establece que las horas trabajadas (HT) no causan (en el sentido de Granger) al PBI 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 β_i fuera igual a 0. Para realizar este test se construye el siguiente indicador:

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

Donde λ_i^* son las raíces características del modelo con restricciones y λ_i las del modelo sin restricciones. Este estadístico tiene una distribución χ^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 ello, 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 de las horas trabajadas así 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., (1961) "Capital-Labor substitution and economic efficiency" en *The Review of Economics and Statistics*, August 1961.
- Ball, R. and St. Cyr, E., (1966) "Short term employment functions in British manufacturing industry" en *The Review of Economic Studies*, 95, 1966.
- Barro, R. y Sala i Martin, X. (1995) "Economic Growth", Mc. Graw Hill, Inc., 1995.
- Banco Central del Uruguay, (1978) "Estudios preparados por el Prof. Harberger para el Uruguay", Montevideo, 1978.
- Brechling, F., (1965) "The relationship between output and employment in British manufacturing industries" en *The Review of Economic Studies*, 91, 1965.
- Berndt, E. and Wood, D., (1979) "Engineering and Econometric interpretations of energy-capital complementarity", en *The American Economic Review*, 1979.
- Cámara Nacional de Comercio, (1986) "La tasa de retorno al capital en el Uruguay", Departamento de Estudios Económicos, Abril 1986.
- Cassoni, A., (1994) "Cointegración", Universidad de la República, Facultad de Ciencias Sociales, Departamento de Economía, Nota N° 2, diciembre 1994.
- Cassoni, A., (1999) "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., (1973) "On the service flow form labour", en *The Review of Economic Studies*, vol.XL, N° 121, 1973.
- Enders, W., (1995) "Applied econometric time series".1995.
- Engle y Granger, (1991) "Long run economic relations: readings in cointegration", Oxford University Press, Oxford. 1991.
- Estevao, Marcello, (1996) "Measurement error and time aggregation: a closer look at estimates of output-labor elasticities", en *Finance and Economic Discussion Series*, January 1996.
- Feldstein, M., (1967) "Specification of the labour input in the aggregate production function" en *Review of Economic Studies*, 34, 1967.
- Forteza, A. Y Tanzini, R., (1987) "La utilización de la capacidad productiva en la economía uruguaya" en *Segundas Jornadas Anuales de Economía*, Banco Central del Uruguay, Noviembre de 1987.
- Graziani, C. y Guinovart, B., (1991) "La tasa de retorno al capital en el Uruguay. Actualización.", Febrero 1991.
- Hammermesh, D., (1996) "Labor Demand", Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1996.
- Harrigan, J., (1998) "Estimation of cross-country differences in industry production functions", en *Staff Reports*, Federal Reserve Bank of New York, 36, 1998.

Johansen, S. (1995) "Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models", Oxford University Press, 1995.

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

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

Notaro, J., (1999) "Ocupación y masa salarial en el Uruguay. 1984-1999", Documento de Trabajo 7/99, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración. 1999.

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

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

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

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

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

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

Urrestarazú, M., (1997) "Desempleo de segmentación en Montevideo (1981-1995)". Trabajo monográfico, Facultad de Ciencias Económicas y Administración.

ANEXO METODOLÓGICO

Se presentan en este anexo metodológico los tests de Dickey-Fuller aumentados que se efectuaron para 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, tal como es requerido por los desarrollos econométricos, indica que 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