

**ELASTICIDAD DE LA DEMANDA DE TRABAJO  
EN URUGUAY: 1986-2005**

**Eliana Melognio  
Sylvina Porras**

Junio de 2013

**INSTITUTO DE ECONOMIA  
Serie Documentos de Trabajo  
DT 08/13**

UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA (UDELAR)- FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y  
DE ADMINISTRACIÓN (FCEYA). INSTITUTO DE ECONOMÍA (IECON)

URUGUAY

ISSN: 1510-9305 IMPRESO

ISSN: 1688-5090 ON LINE

## **ELASTICIDAD DE LA DEMANDA DE TRABAJO EN URUGUAY: 1986-2005**

Melognio, Eliana<sup>1</sup>  
Porras, Sylvina<sup>2</sup>

### **Resumen**

Los parámetros que reflejan la elasticidad de la demanda de mano de obra de la economía agregada son importantes para los análisis macroeconómicos. En particular, los que refieren a la reacción de la demanda ante variaciones en el costo laboral y del producto son relevantes para el hacedor de política. Sin embargo, hay sólo unas pocas estimaciones de dichos parámetros para Uruguay. Así, este estudio realiza estimaciones de la elasticidad de largo plazo de la demanda de trabajo en Uruguay respecto a: el costo laboral, el costo de uso del capital y el producto para el período 1986-2005 distinguiendo entre categorías de ocupados.

Las elasticidades se estimaron utilizando el análisis de cointegración de Johansen y el modelo de vectores autoregresivos con mecanismo de corrección de error (VECM). Los resultados indican que la demanda de trabajo agregada de Uruguay es relativamente inelástica respecto a los cambios en el costo laboral y algo más elástica cuando el universo se limita al trabajo dependiente privado. En cuanto al producto, la elasticidad se aproxima a la unidad para el sector privado y es algo menor incluyendo también al sector público. No se rechazó la restricción de homogeneidad, es decir que no se descarta que la elasticidad respecto al capital sea de igual magnitud pero de signo contrario que la del costo laboral.

**Palabras clave:** demanda de trabajo, elasticidades de largo plazo, cointegración, mecanismo de corrección de error.

**Código JEL:** J23, C32

---

<sup>1</sup> Ministerio de Industria, Energía y Minería (MIEM) - Dirección Nacional de Energía (DNE). Correo: [eliana.melognio@dne.miem.gub.uy](mailto:eliana.melognio@dne.miem.gub.uy)

<sup>2</sup> Instituto de Economía (IECON), Facultad de Ciencias Económicas y de Administración (FCEyA). Universidad de la República (UDELAR). Correo electrónico: [sylvina@iecon.ccee.edu.uy](mailto:sylvina@iecon.ccee.edu.uy)

## **LABOUR DEMAND ELASTICITY IN URUGUAY: 1986-2005**

Melognio, Eliana  
Porras, Sylvina

### **Abstract**

The elasticity parameters of labour demand for the whole economy are important for macroeconomic analyses. In particular, the parameters reflecting the change of labour demand with respect to labour costs and product are relevant information for policy makers. However, there are only a few estimates of that parameter for Uruguay. Thus, the objective of this research is to estimate the long-run elasticities of labour demand with respect to labour cost, cost of the use of capital and product for the period 1986-2005, distinguishing between categories of employees.

The elasticities were estimated using Johansen cointegration analysis and the vector error correction model (VECM). The results indicate that in Uruguay the aggregate labour demand is relatively inelastic with respect to changes in labour cost and more elastic when the universe is bounded to private dependent work. Regarding to the product side, the elasticity is close to one for the private sector and slightly less including the public sector. We do not reject the hypothesis of homogeneity, so the response of labour demand to change in capital cost seems to be of the same magnitude as the response to change in labour cost, but with opposite sign.

**Keywords:** labour demand, long-run elasticities, cointegration, error correction model.

**JEL Classification:** J23, C32

## Índice

Introducción .....	5
2. La demanda de trabajo .....	6
3. Metodología .....	7
Funciones de demanda de trabajo .....	7
a. Función general de la demanda de trabajo .....	7
b. Función de demanda de trabajo con tecnología Cobb-Douglas .....	8
Procedimiento de estimación .....	9
Los datos .....	11
4. Evidencia empírica previa .....	12
5. Evolución del empleo y sus determinantes en Uruguay .....	15
6. Resultados .....	19
Análisis econométrico de los resultados .....	19
Elasticidad de la demanda laboral en Uruguay .....	22
7. Conclusiones .....	26
Referencias bibliográficas .....	29
Anexo 1 - Cuadros estadísticos .....	31
Anexo 2 - Estimación de la elasticidad de la demanda de trabajo con tecnología CES .....	37

## Introducción

Los parámetros que reflejan la elasticidad de la demanda de mano de obra de la economía agregada son importantes para los análisis macroeconómicos. En particular, los que refieren a la reacción de la demanda ante variaciones en el costo laboral y del producto son relevantes para el hacedor de política. En este sentido, esta investigación tiene el objetivo de contribuir al conocimiento sobre dichos parámetros de la demanda de trabajo.

En el caso particular de Uruguay, existen numerosas investigaciones sobre el mercado de trabajo, sin embargo la mayoría se abordan desde el lado de la oferta. A nivel internacional se encuentran varios estudios sobre la demanda de trabajo, muchos de ellos sistematizados y clasificados por Hamermesh en su libro “*Labor demand*” publicado en 1993. No obstante, también a ese nivel son muchos menos los estudios sobre la demanda que los que enfocan el tema por el lado de la oferta.

Una de las posibles causas de dicho fenómeno según Hamermesh (1993), tiene que ver con que en la mayoría de los países están disponibles para el investigador los datos microeconómicos basados en encuestas de hogares, mientras que son escasos los microdatos sobre establecimientos. Para Uruguay ésta es una explicación válida. Ello obliga a utilizar para las estimaciones de la demanda de trabajo información agregada y muchas veces proveniente de distintas fuentes, lo que las puede hacer menos consistentes respecto a las estimaciones que pudieran realizarse con microdatos a nivel de establecimiento.<sup>3</sup>

La teoría económica indica cuáles son las variables determinantes del empleo. Se adopta una forma funcional de la demanda de trabajo dependiente de la tecnología de producción. Ésta última establece qué factores productivos se utilizan, cómo se combinan en el proceso y las relaciones de sustitución o complementariedad entre ellos. En consecuencia, la demanda laboral depende del precio del propio factor trabajo, del precio de los demás factores y del nivel de actividad. Esta lógica está claramente definida en el caso del trabajo dependiente privado, por lo tanto es de esperar que los parámetros de interés reflejen una mayor elasticidad de la demanda cuando el universo se acota al trabajo dependiente. En ese sentido, se estimó la elasticidad de la demanda de trabajo distinguiendo según diferentes especificaciones del factor trabajo: 1) total (incluyendo a todos los ocupados), 2) privados (quitando el empleo público), 3) dependientes (incluyendo sólo a asalariados), 4) dependientes privados (incluyendo solo a los asalariados del ámbito privado) y 5) dependientes privados con 30 horas o más (excluyendo a los asalariados del ámbito privado con menos de 30 horas de trabajo).

La metodología econométrica utilizada se basa en el análisis de cointegración de Johansen, partiendo de la especificación de un modelo vectorial autorregresivo con mecanismo de corrección del error (VECM) para un vector de variables endógenas. Esta especificación permite conocer los parámetros de la relación de largo plazo entre las variables, si esta existe, los cuales reflejan elasticidades cuando las variables están en logaritmos. El modelo también aporta la información sobre la dinámica de corto plazo o de ajuste de las variables hacia ese equilibrio de largo plazo.

El trabajo se ordena de la siguiente forma: en el apartado 2 se presentan los puntos más relevantes del marco teórico, en el 3 la metodología, en el 4 los antecedentes empíricos sobre la temática abordada, en el 5 la evolución de las principales variables relevantes

---

<sup>3</sup> Ver Hamermesh (1988) sobre las dificultades de los datos para realizar estudios de la demanda de trabajo.

de Uruguay para el análisis de la demanda de trabajo, en el 6 el análisis de los resultados obtenidos y por último el apartado 7 resume las principales conclusiones.

## 2. La demanda de trabajo

En el modelo neoclásico tradicional, la demanda de trabajo se deriva de la demanda de bienes y servicios finales de los consumidores. Se supone un comportamiento optimizador de las empresas con el objetivo de maximizar el beneficio o de minimizar el costo sujeto a restricciones tecnológicas y de mercado. Las restricciones tecnológicas refieren a la viabilidad de los planes de producción y a la forma en que se combinan los factores productivos en el proceso. Las de mercado refieren a los precios que se pagan por los factores o se cobran por los productos. Es por ello que la demanda de trabajo resultante de resolver el problema de optimización estará íntimamente relacionada con la tecnología de producción subyacente y las condiciones imperantes en el mercado. Bajo este contexto, la generación de empleo queda dependiendo de las siguientes variables: salario real, nivel de actividad económica y precio de los demás factores productivos.

Considerando la existencia de dos factores productivos (trabajo y capital) en el proceso de producción, la demanda laboral  $L$  se podría expresar de la siguiente forma:

$$L^d = L(w, r, Y)$$

Es decir que la demanda de trabajo dependerá del salario real ( $w$ ), del precio del capital ( $r$ ) y del nivel de producción ( $Y$ ). La forma funcional concreta de la demanda de trabajo dependerá de la tecnología de producción. Por lo tanto, variaciones de estas variables provocarán modificaciones en la cantidad de trabajadores demandados y la magnitud del cambio estará reflejada en los parámetros que indican la elasticidad de la demanda.

Un primer parámetro de interés para el análisis económico es la *elasticidad empleo-producto* ( $\eta_{LY}$ ), entendida como el grado en que cambia la demanda de trabajo al cambiar el nivel de producción suponiendo todo lo demás constante. La teoría asume una relación positiva entre estas dos variables, ya que el trabajo es contratado como factor productivo para la producción de otros bienes.

La demanda laboral estará condicionada a la facilidad o dificultad de sustituir el trabajo por otro factor ante cambios en sus precios, dependiendo de la forma en que se combinan dichos factores en el proceso productivo (función de producción). Es así, que la *elasticidad de sustitución* ( $\sigma$ ) entre capital y trabajo se define como el efecto de un cambio en los precios relativos de los factores sobre la utilización relativa de ambos, manteniendo constante el nivel de producción.

$$\sigma = \frac{\partial \ln(K/L)}{\partial \ln(w/r)} \quad \text{donde } K \text{ representa el capital.}$$

Es así que, la elasticidad de sustitución influirá tanto sobre la *elasticidad empleo-costo laboral* ( $\eta_{LL}$ ) como sobre la *elasticidad empleo-costo del capital* ( $\eta_{LK}$ ). La referida al costo laboral con producción constante o elasticidad precio-directa resulta:

$$(1) \quad \eta_{LL} = -(1 - s_L)\sigma$$

Esta elasticidad es siempre negativa y depende de  $\sigma$  y del peso relativo del factor trabajo en la actividad productiva ( $s_L$ ). Cuanto más fácil sea sustituir capital por trabajo ante variaciones de los salarios que modifica el precio relativo entre ambos factores, más

elástica será la demanda de trabajo ante cambios en los salarios. Pero ello estará condicionado también a la importancia relativa del factor trabajo en el proceso productivo, es decir, que en las actividades más intensivas en mano de obra esta elasticidad será menor (en valor absoluto).

Por su parte, la elasticidad referida al costo del capital o elasticidad precio-cruzada también depende de los mismos factores, pero ésta es positiva:

$$(2) \quad \eta_{LK} = (1 - s_L)\sigma$$

Con el mismo razonamiento, cuanto más fácil sea sustituir capital por trabajo ante variaciones en el precio del capital (cambio en el precio relativo entre factores), más elástica será la demanda de trabajo respecto al costo del capital, y será más elevada en aquellas actividades intensivas en el uso de capital en términos relativos ( $s_L$  pequeño).

### 3. Metodología

En esta sección se presenta en primer lugar la forma funcional concreta de la demanda de trabajo que se estima, la cual difiere, como se explica, respecto a la tecnología de producción subyacente. Seguidamente, se describe el procedimiento econométrico de estimación de los parámetros de interés, finalizando con el detalle de la construcción de las series que se utilizan en las estimaciones.

#### *Funciones de demanda de trabajo*

Dado que, como se indicó, la demanda de trabajo se deriva de la demanda de bienes y servicios finales, la forma funcional concreta de la ecuación de demanda de trabajo dependerá de lo que se asuma sobre la tecnología de producción. Sin embargo, de acuerdo a Hamermesh (1993), se puede estimar una forma general de la demanda de trabajo sin imponer a priori restricciones y a partir de dicha estimación se pueden contrastar las correspondientes hipótesis sobre una cierta tecnología subyacente. Así, en este apartado se presenta en primer lugar la forma funcional genérica de la demanda de trabajo, pasando luego a indicar cuáles serían las hipótesis a contrastar para verificar una tecnología de producción del tipo Cobb-Douglas.

#### **a. Función general de la demanda de trabajo**

Si el objetivo a priori no es conocer la tecnología sino estimar los parámetros de la demanda laboral, se puede partir de la formulación de una función de costos genérica, la cual dependerá de los precios de los factores productivos trabajo y capital ( $w$  y  $r$  respectivamente) y del nivel de producción ( $Y$ ):

$$C = C(w, r, Y), \quad C_i > 0, \quad C_{ij} > 0, \quad C_Y > 0, \quad \text{con } i, j = w, r$$

y a partir de ella derivar la demanda laboral empleando el Lema de Shephard:

$$L^d = \frac{\partial C(w, r, Y)}{\partial w} = L(w, r, Y)$$

a la que aplicando logaritmo se obtiene una expresión log-lineal, útil a los efectos de la estimación econométrica de los parámetros:

$$(3) \quad \ln L = \beta_1 + \beta_2 \ln w + \beta_3 \ln Y + \beta_4 \ln r$$

en donde los parámetros  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  y  $\beta_4$  corresponden a la elasticidad empleo - costo laboral, empleo-producto y empleo – costo de uso del capital respectivamente.

Trabajar con una función de este tipo presenta la ventaja de no suponer a priori una cierta tecnología de producción. El procedimiento implica dejar libre a los datos para estimar los parámetros de la demanda, luego imponer restricciones que definen la tecnología, y estimar nuevamente los parámetros de interés. Sin embargo, la falta de sustento teórico respecto a la forma funcional concreta de la demanda laboral tiene también sus limitaciones debido a que no es seguro obtener funciones de demanda de trabajo que cumplan las condiciones del marco teórico.

### b. Función de demanda de trabajo con tecnología Cobb-Douglas<sup>4</sup>

La siguiente expresión refleja la función de costos proveniente de una tecnología Cobb-Douglas (C-D):<sup>5</sup>

$$C(w, r, Y) = Z w^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} r^{\frac{\beta}{\alpha+\beta}} Y^{\frac{1}{\alpha+\beta}} = Z w^a r^b Y^\delta \quad ;$$

donde  $\alpha$  y  $\beta$  son parámetros de la función de producción,  $a=\alpha/\alpha+\beta$ ,  $b=\beta/\alpha+\beta$  y  $\delta=1/\alpha+\beta$  y  $Z$  es una constante. Dicha función es homogénea de grado uno respecto a los precios de los factores ( $a + b = 1$ ).

A partir de aplicar el lema de Shephard se obtiene la demanda de trabajo:

$$L^d = \frac{\partial C(w, r, Y)}{\partial w} = a Z w^{a-1} r^b Y^\delta$$

y aplicando logaritmo, la ecuación de demanda se convierte en una expresión lineal respecto a los parámetros de interés:

$$\ln L = \gamma + (a - 1) \ln w + b \ln r + \delta \ln Y$$

donde  $\gamma = \ln a + \ln Z$ .

Como  $a - 1 = b$ , los coeficientes respecto al logaritmo del costo laboral y del costo de uso del capital son iguales pero de signo inverso (homogeneidad). Si además la tecnología presenta rendimientos constantes a escala (RCE), el parámetro  $\delta$  sería igual a la unidad.

Por lo tanto, la función de demanda de tipo C-D se contrasta aplicando la siguiente restricción de homogeneidad a la estimación de la demanda genérica (3):

$$H_0: \beta_2 = -\beta_4$$

Además, la existencia de RCE se contrasta imponiendo la siguiente restricción al modelo (3):

$$H_0: \beta_3 = 1$$

<sup>4</sup> También se estimaron modelos con una especificación de la tecnología tipo CES. Sin embargo, resultó dificultoso encontrar relaciones de cointegración entre las variables, hubo que introducir numerosas intervenciones y reducir el período de estimación, lo que sugiere resultados poco robustos. Por este motivo, algunas de las elasticidades obtenidas con esta especificación sólo se muestran en el Anexo 2.

<sup>5</sup> Véase Varian (1992) pág. 65.



Estos dos contrastes se realizan de forma separada y conjunta, de no rechazar ambas hipótesis al mismo tiempo, se concluye que la tecnología de producción subyacente en la demanda de trabajo sería del tipo C-D con RCE.

### **Procedimiento de estimación**

La existencia de una relación de largo plazo entre las variables constitutivas de la demanda de trabajo se analiza utilizando el método de cointegración de Johansen, partiendo de la especificación de un modelo vectorial autorregresivo con mecanismo de corrección del error (VECM) para un vector de variables endógenas.

Para estimar un modelo VECM, es necesario estudiar previamente la estacionariedad de las series, por lo que se realizaron pruebas sobre la existencia de raíces unitarias, aplicando para ello el test de Dickey-Fuller aumentado (DFA).

Una vez confirmado que las variables son integradas de orden 1, se estima el modelo VECM:

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

donde  $X_t$  es un vector que contiene a todas las variables del modelo.

En este caso:

$$X_t = \begin{bmatrix} \ln L_t \\ \ln cl_t \\ \ln Y_t \\ \ln ck_t \end{bmatrix}$$

Todas las variables están en logaritmo, por lo que los coeficientes estimados expresan la elasticidades.  $L_t$  correspondiente al número de ocupados,  $cl_t$  al costo laboral,  $y_t$  a la actividad económica y  $ck_t$  al costo de uso del capital.  $\mu$  es un vector de constantes,  $D_t$  contiene un conjunto de variables *dummies* (estacionales e intervenciones) y  $k$  el número de retardos de las variables incluidas en el modelo. Si las variables están cointegradas, la modelización VECM arrojará relaciones estacionarias entre ellas, las que quedarán expresadas en el sumando:  $\Pi X_{t-1}$ . A priori, se espera encontrar una sola relación de largo plazo entre estas variables.

La matriz  $\Pi$  es una matriz  $n \times n$ , con  $n$  igual al número de variables del modelo, y es la que contiene la información relevante. Esta matriz es igual a  $\alpha\beta'$  en la medida que su rango ( $r$ ) sea menor a  $n$ . La matrices  $\beta$  y  $\alpha$  son de dimensión  $n \times r$ . La primera contiene a los coeficientes de la/s relación/es de largo plazo entre las variables y la segunda a las dinámicas de ajuste de corrección del error de las variables en el corto plazo hacia esa/s relación/es de equilibrio. El rango de  $\Pi$  ( $r$ ) indica el número de relaciones de cointegración, por ello el test de cointegración de Johansen<sup>6</sup> lo determina a partir del cálculo de los valores de las raíces características o valores propios de la matriz.

Estimar el modelo VECM implica además definir la cantidad de rezagos de las variables incluidas ( $k$ ). Para ello se tomó el criterio de máximo valor absoluto del *Akaike*

<sup>6</sup> Enders (1995).

*Information Criteria.* Además se aplicaron test de normalidad y autocorrelación de los residuos. Con una sola relación de largo plazo y un solo rezago en las variables en diferencias, el sistema a estimar es el siguiente:

$$\begin{aligned}
 (4) \Delta \ln L_t &= a_1 + \alpha_1(\mu_{t-1}) + \delta_{1L} \Delta \ln L_{t-1} + \delta_{2L} \Delta \ln cl_{t-1} + \delta_{3L} \Delta \ln Y_{t-1} + \delta_{4L} \Delta \ln ck_{t-1} + \Phi_L \Delta D_t + \varepsilon_{1t} \\
 \Delta \ln cl_t &= a_2 + \alpha_2(\mu_{t-1}) + \delta_{1cl} \Delta \ln L_{t-1} + \delta_{2cl} \Delta \ln cl_{t-1} + \delta_{3cl} \Delta \ln Y_{t-1} + \delta_{4cl} \Delta \ln ck_{t-1} + \Phi_{cl} \Delta D_t + \varepsilon_{2t} \\
 \Delta \ln y_t &= a_3 + \alpha_3(\mu_{t-1}) + \delta_{1y} \Delta \ln L_{t-1} + \delta_{2y} \Delta \ln cl_{t-1} + \delta_{3y} \Delta \ln Y_{t-1} + \delta_{4y} \Delta \ln ck_{t-1} + \Phi_y \Delta D_t + \varepsilon_{3t} \\
 \Delta \ln ck_t &= a_4 + \alpha_4(\mu_{t-1}) + \delta_{1ck} \Delta \ln L_{t-1} + \delta_{2ck} \Delta \ln cl_{t-1} + \delta_{3ck} \Delta \ln Y_{t-1} + \delta_{4ck} \Delta \ln ck_{t-1} + \Phi_{ck} \Delta D_t + \varepsilon_{4t}
 \end{aligned}$$

Siendo  $\mu_{t-1}$  los residuos de la relación de largo plazo entre las variables.

$$\mu_{t-1} = \beta_1 \ln L_{t-1} - \beta_2 \ln cl_{t-1} - \beta_3 \ln Y_{t-1} - \beta_4 \ln ck_{t-1}$$

La relación de largo plazo entra en la modelización en forma de residuo, por lo tanto, el coeficiente  $\beta_1=1$  y los restantes coeficientes que estima el modelo toman el signo contrario al de la relación entre cada una de las variables y el número de ocupados.

Una vez estimado el modelo VECM, y encontrada la relación de largo plazo por el método de Johansen, se debe probar la significación de los  $\beta$  y de los  $\alpha$ . Probar la significación de los  $\beta$  implica evaluar si las variables asociadas a dichos coeficientes integran la relación de largo plazo (test de exclusión de variables). Por su parte, al probar la significación de los  $\alpha$  se determina si alguna de las variables involucradas es exógena débil, en ese caso se interpreta que su propia dinámica no se ajusta a la relación de largo plazo. El coeficiente  $\alpha$  que resulte significativo<sup>7</sup> debe ser menor que la unidad y de signo contrario al del  $\beta$  asociado a la variable en cuestión, de lo contrario, dicha variable si bien es endógena en la relación de largo plazo, cuando se aparta del equilibrio no converge fácilmente a dicha relación.

En **resumen**, para validar el modelo se realizan las siguientes pruebas:

- autocorrelación conjunta de los residuos.
- normalidad conjunta de los residuos.
- cointegración de Johansen.
- exclusión de variables (test de significación sobre los parámetros  $\beta$ ).
- exogeneidad débil (test de significación sobre los parámetros  $\alpha$ ).

Una vez realizadas y superadas esas pruebas, se estiman nuevamente los parámetros del modelo con las siguientes restricciones:

- $\alpha_i=0$  (si la variable  $i$  es exógena débil, con  $i \neq 1$ ).
- $\alpha_i=0, \beta_3=1$  (si la variable  $i$  es exógena débil, con  $i \neq 1$  y probando la presencia de RCE).
- $\alpha_i=0, \beta_2 = -\beta_4$  (si la variable  $i$  es exógena débil, con  $i \neq 1$  y probando si existe homogeneidad -tecnología C-D-)
- $\alpha_i=0, \beta_3=1$  y  $\beta_2 = -\beta_4$  (si la variable  $i$  es exógena débil, con  $i \neq 1$  y probando si existe homogeneidad y RCE en conjunto).

<sup>7</sup> El  $\alpha$  correspondiente a la variable a explicar, en este caso  $\ln L_t$ , debe resultar significativo y de signo negativo.

## Los datos

La estimación del modelo se llevó a cabo para el período 1986-2005 utilizando datos de frecuencia trimestral. La elección del período quedó supeditada a la información de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE). A partir de 1986 las ECH presentan información consistente en términos temporales, y debido a la modificación del alcance de dicha encuesta a partir de 2006 (pasó a cubrir localidades de menos de 5.000 habitantes y zonas rurales) se decidió, en una primera instancia, realizar la estimación con información hasta 2005.

Para la construcción de la serie de número de **ocupados** ( $L$ ) se utilizaron los microdatos de la ECH y las proyecciones de población anuales del INE y del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE). Se construyeron series para las siguientes categorías de ocupados: 1) totales – *ocup1* (incluyendo a todos los ocupados), 2) privados – *ocup2* (quitando el empleo público), 3) dependientes – *ocup3* (incluyendo sólo a los asalariados), 4) dependientes privados – *ocup4* (incluyendo sólo a los asalariados del ámbito privado) y 5) dependientes privados con 30 horas o más – *ocup5* (excluyendo a los asalariados del ámbito privado con menos de 30 horas de trabajo).<sup>8</sup>

La variable **costo laboral** ( $cl$ ) surge de adicionar al salario nominal otras erogaciones que realiza el empleador (aportes patronales a la seguridad social e impuestos patronales sobre las remuneraciones). De los microdatos de la ECH se obtuvo la información del ingreso líquido de las personas ocupadas, al que se le agregó el descuento correspondiente para obtener el ingreso nominal. En base a la información de leyes y decretos se le sumó también el costo patronal. Se utilizó el índice de precios al consumo (IPC) del INE para deflactar las series y expresarlas en términos reales.

Se construyó una serie de costo laboral para cada categoría de ocupados. En el caso de las categorías *ocup1* y *ocup2*, por tratarse de grupos muy heterogéneos (incluye patrones y trabajadores por cuenta propia con y sin local) se utilizó el promedio de las remuneraciones líquidas de los ocupados como proxy del costo laboral.

Por su parte, para la construcción del costo laboral, corresponde agregar el costo patronal sólo a aquellos ocupados dependientes que estén registrados en la seguridad social (formales).<sup>9</sup> Esta distinción sólo es posible realizarla desde 2001, dado que es a partir de ese año que la ECH incorpora la pregunta sobre los derechos a jubilación. Sin embargo, entre 1991 y 2001 se puede identificar de forma aproximada en la ECH a las personas ocupadas en esa condición a partir de la cobertura de salud (DISSE). Dado este problema, para la construcción de la serie de costo laboral en el período completo (1986-2005) se decidió suponer a todos los trabajadores dependientes como formales, es decir que se adiciona el costo patronal a todos los ocupados en condición de dependencia. Como forma de evaluar el margen de error del criterio utilizado para el período completo, se estimaron los modelos para las categorías 3 a 5 de ocupados en un período reducido (1991-2005) en el cual se puede identificar, aunque de forma aproximada para parte del período, a los trabajadores formales.<sup>10</sup> Para ello, se

<sup>8</sup> También se construyeron series de horas trabajadas para cada una de las categorías de ocupados, no encontrándose resultados robustos, excepto para los dependientes privados con 30 hs o más. Los resultados de este modelo no se presentan ya que los parámetros estimados resultaron similares a los del modelo de número de ocupados de esa categoría.

<sup>9</sup> En este trabajo se denomina trabajador formal a aquel que está inscripto en la seguridad social.

<sup>10</sup> Dado el salto en la serie de ocupados formales a partir de 2001 con el cambio de criterio para identificarlos (Bucheli, 2004) se resolvió tomar el mismo criterio para todo el período (1991-2005), es decir, considerar como trabajadores formales a los que cuentan con cobertura de salud por DISSE, si bien con ello se obtiene una aproximación a la cantidad de ocupados formales.

construyeron series de costo laboral (*cl\_2*) agregando el costo patronal sólo a los trabajadores dependientes formales. Los coeficientes estimados se comparan luego con los obtenidos para igual período con el criterio del período completo.

La variable **producción** (*Y*) se obtuvo a partir del índice de volumen físico del producto interno bruto (PIB) del Banco Central del Uruguay (BCU) a nivel agregado y sectorial. Con dicha información se construyó una serie que refleja la evolución del PIB sin la actividad del sector agropecuario, debido a que la ECH no recogía en esos años el empleo propiamente agropecuario.

Por último, el **costo de uso del capital** (*ck*) no es una variable observable y en esta investigación al igual que en otros trabajos<sup>11</sup> se optó por utilizar para su cálculo el enfoque que aparece en Romer (2002):

$$ck_t = \left[ r_t + \delta - \frac{p_{t+1}(k) - p_t(k)}{p_t(k)} \right] \times [1 - \tau_t f_t] p_t(k)$$

$p_t(k)$  es el precio de mercado del capital. Los términos que están dentro del primer paréntesis son: la tasa de interés relevante ( $r_t$ ) que representa el costo de oportunidad, la tasa de depreciación del capital ( $\delta$ ) y el término que va restado corresponde a la variación del precio del capital, o sea la ganancia o pérdida de capital esperada por mantenerlo.  $\tau_t$  es la tasa de impuesto que se aplica al ingreso de las firmas, y  $f_t$  indica la capacidad de la empresa de descontar impuestos la cual se supuso igual a 1.<sup>12</sup>

Para construir esta serie se utilizó la tasa de interés activa en moneda nacional, series anuales de la inversión bruta interna fija (IBIF), PIB a precios constantes y corrientes del BCU y la serie de IPC del INE.

#### 4. Evidencia empírica previa

A continuación se presenta un resumen sobre los principales resultados de investigaciones previas referidas a estimaciones de la elasticidad de la demanda de trabajo respecto al producto, al costo de la mano de obra y del capital, lo cual aporta un marco de referencia para las estimaciones propias de esta investigación.

En un resumen de casi setenta estudios con datos agregados o de grandes industrias para países desarrollados, Hamermesh (1993) concluye que la elasticidad empleo-salario toma el signo esperado (negativo), y en el largo plazo oscila entre 0,15 y 0,75 en valor absoluto. Casi todos los estudios dan estimaciones menores a 1, y la mayoría está por debajo de 0,75. Por otro lado, pocos estudios presentan estimaciones inferiores a 0,15, y afirma que una estimación puntual de este parámetro en 0,3 no sería una estimación muy equivocada. Por lo tanto, la evidencia internacional estaría sugiriendo que una variación de un punto porcentual en los salarios genera una variación de 0,3% en sentido inverso en la cantidad de trabajo demandada.

Para el caso de la elasticidad empleo-producto, Hamermesh resume que en un estudio para seis países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) las estimaciones van desde 0,03 para Japón hasta 0,71 para el Reino Unido, y

<sup>11</sup> Martínez, Morales y Valdes (2001) utilizan este cálculo para el estudio de la demanda de trabajo en Chile.

<sup>12</sup> Bustos *et al.* (1998), citado por Martínez *et al.*, Op cit, estiman que la capacidad de las empresas chilenas de deducir impuestos por inversiones es cercana a la unidad. A partir de este trabajo Martínez *et al.*, asumen  $f=1$  para el cálculo del costo de uso del capital que luego utilizan para estimar la demanda de trabajo en Chile.

en el caso de la industria manufacturera, en tres estudios que abarcan a trece países de la OCDE, dichas estimaciones se ubican entre 0,28 para Japón a 0,92 para Estados Unidos (Cuadro A1.1 del Anexo).

En un trabajo más reciente, Hamermesh (2004) revisa estudios sobre la demanda laboral para diferentes países de América Latina. Tomando los resultados de cuatro países: Barbados, Brasil, Perú y Uruguay, indica que la elasticidad empleo-salario media con producto constante es de 0,3 en valor absoluto. Los resultados que recoge sobre las estimaciones para Colombia, Chile y México obtenidas del trabajo de Fajnzylber y Maloney son algo mayores, si bien se indica que ello puede responder a la desagregación del factor trabajo según calificación.

La investigación de Pessino y Gill (1996) para Argentina se centra en la estimación de la demanda de trabajo bajo diferentes especificaciones de la función de producción. Partiendo de diferentes supuestos acerca de la tecnología, plantean funciones de producción de tipo Cobb Douglas, CES, Leontief y Trascendental Logarítmica (Translog). De allí derivan las respectivas funciones de demanda de trabajo y estiman las diferentes especificaciones con datos agregados para el Gran Buenos Aires y a nivel de la industria manufacturera para el período 1974-1995. El rango en valores absolutos de la elasticidad empleo-salario para las mejores estimaciones se encuentra entre 0,3 y 0,8 mientras que el correspondiente a la elasticidad empleo-producto se ubica entre 0,1 y 0,4 (Cuadro A1.2 del Anexo).

Rojas (1987), con datos agregados para Santiago de Chile estima la función de demanda de trabajo productivo<sup>13</sup> con una especificación de tipo Cobb-Douglas dependiendo de los valores esperados del producto, del salario real y en la que se incluye un rezago del empleo (no incluye el precio del capital). La demanda de trabajo estimada presenta en el largo plazo una respuesta relativamente elástica (-1,14) ante variaciones del salario real y del producto (1,67). Rojas argumenta que las elasticidades estimadas que resultaron más elevadas que las encontradas en otros trabajos para Chile, se deben a la aplicación de una adecuada definición de la variable ocupados relevante en la definición de la demanda de trabajo.

En el trabajo para Colombia de Bernal y Cárdenas (2003) se estima, a partir de una especificación de la función de costos de tipo Leontief Generalizada, las funciones de demanda de trabajo calificado y no calificado para la industria, y homogéneo para la economía agregada (áreas metropolitanas). Para el último caso encuentran que la elasticidad empleo-salario es de aproximadamente 0,37 (en valor absoluto) y la referida al producto 0,57.

Algunos estudios utilizan datos agregados y especifican funciones de demanda a partir de una función de costo genérica aplicando el lema de Shephard, sin especificar una función de producción subyacente. Entre ellos se encuentran las investigaciones de Montoya y Navarro (1996) para Argentina, Martínez *et al.* (2001) para Chile y el realizado por Isaza y Mesa (2004) para la economía colombiana.

El primero de ellos, estima una función de demanda de trabajo que depende del costo laboral y del producto (no incluye el precio del capital) y a partir de la misma se establece un modelo de ajuste parcial. Con datos anuales para la economía argentina en su conjunto (1990-1996) se aplican diferentes métodos de estimación. La elasticidad

<sup>13</sup> Considera como empleo productivo a los ocupados menos los adscriptos a los programas de emergencia, con el argumento de que desde el punto de vista teórico, estos programas evolucionan de acuerdo a otros parámetros diferentes que los de la demanda de trabajo tradicional.

empleo-producto se ubica en torno a 0,6 mientras que la correspondiente al costo laboral varía entre 0,25 y 0,5 (en valores absolutos) dependiendo del método de estimación.

En el estudio para Chile (1986-2000) la función de demanda de trabajo se deriva de una función de costos genérica cuyos factores productivos son el trabajo, el capital y un bien intermedio. Las elasticidades resultantes son: 0,7 para el producto, -0,5 y 0,2 para el salario y costo del capital respectivamente.

Por su parte Isaza y Mesa incluyen en su ecuación de demanda laboral de largo plazo para Colombia (1984-2000), al salario y al producto como variables explicativas y para el corto plazo agregan el empleo rezagado. En la estimación para el trabajo homogéneo encuentran que la elasticidad empleo-producto es de 0,78 y respecto al salario de -0,22.

En un trabajo más reciente, Pagés *et al.* (2009) estiman la elasticidad del empleo respecto al producto para varios países de América Latina (1990-2004), pero sus resultados no son estrictamente comparables a los del resto, dado que la estimación se realiza sin especificar una función de demanda de trabajo, por lo cual el modelo estimado para cada país relaciona sólo el empleo y el producto y no incluye ninguno de los precios de los factores productivos. Los resultados difieren significativamente entre países rondando desde 0,12 para Brasil hasta 0,64 para Colombia.

No son muchos los estudios que estiman la elasticidad empleo-costo de uso del capital en forma directa. Algunos asumen, de acuerdo a la teoría, que su magnitud es igual a la del empleo-costo laboral pero con signo contrario (supuesto de homogeneidad), y centran su estudio en la estimación de la elasticidad de sustitución.

Si bien las investigaciones sobre la demanda laboral para Uruguay son escasas, existen algunos estudios, que con fines determinados sobre diferentes aspectos del mercado laboral, arrojan evidencia sobre los principales parámetros de la demanda de trabajo (Cuadro 1).

Cassoni (1999.a)<sup>14</sup> analizando la sindicalización y el empleo en Uruguay estima los parámetros de la demanda de trabajo de la industria manufacturera bajo diferentes regímenes de negociación salarial. Divide el período en dos, dado que en 1985 encuentra un cambio estructural de la demanda laboral (reinstalación de la negociación tripartita de salarios). Para el primero (1975-1984) plantea un modelo neoclásico con salarios exógenos, mientras que para el segundo (1985-1997) ajusta un modelo de negociación. Asume una función de producción CES de la cual se deriva la demanda de trabajo que depende de los costos laborales reales (salariales y no salariales) y del nivel de producción para el primer período. En el segundo período se agregan otras variables tales como la densidad de sindicalización, el grado de apertura de la economía y el salario alternativo. Utiliza datos de la encuesta industrial del INE, considera al factor trabajo como homogéneo y toma en cuenta solamente a los trabajadores vinculados a la producción. Los resultados reflejan que la elasticidad del empleo respecto a los salarios y al producto cae más de 50% luego de 1984. La elasticidad empleo-salario pasa de -0,69 a -0,22, mientras que la correspondiente al producto lo hace de 0,83 a 0,31.

En otro trabajo de Cassoni (1999.b), partiendo de un modelo de negociación salarial y con una función de producción CES anidada, se deriva la función de demanda de trabajo para la industria manufacturera uruguaya. El factor trabajo se divide en trabajadores de la producción y no-producción. La investigación se centra en el estudio de la elasticidad de sustitución entre capital y trabajo en el período 1985-1997. Estima

---

<sup>14</sup> Los resultados del trabajo de Cassoni (1999.a) fueron publicados también en otro trabajo por Allen *et al.* (2004).

el modelo con datos de la encuesta industrial y de la ECH del INE. Con los datos de la encuesta industrial se deduce que el promedio de la elasticidad empleo-salario de la demanda de trabajo es 0,3 (en valor absoluto) variando entre 0,1 y 1 según la industria y el período de tiempo. A partir de la ECH no se encuentran diferencias entre industrias y el valor promedio de la elasticidad empleo-salario de la demanda laboral es 0,1. Por su parte la elasticidad del empleo respecto al producto con estos datos es de 0,2, mientras que la calculada a partir de la encuesta industrial es aproximadamente 0,6.

Por último, Amarante (2000) analiza la existencia de una relación estable en el largo plazo entre el nivel de actividad y el empleo. Para ello estima una función de producción de tipo Cobb-Douglas para todo el país, de la cual surge una elasticidad producto-empleo de largo plazo de la que deduce, por su inversa, a la elasticidad empleo-producto. La estimación de ésta última resultó de 0,53 utilizando datos de la economía uruguaya para los años 1982-1997.

Cuadro 1 - Elasticidad de la demanda de trabajo. Evidencia sobre Uruguay				
Autor	Descripción	Elasticidad		
		empleo-producto	empleo-costo laboral	
Amarante (2000)	Cobb-Douglas. No estima una función de demanda de trabajo (1982-1997)	0,53		
Cassoni (1999.a) y Allen <i>et al.</i> (2004)	CES. Industria. Cointegración. Variables instrumentales y MC2E. Trabajo homogéneo. Trabajadores de la producción			
	Modelo con salarios exógeno: 1975-1984	0,83	-0,69	
	Modelo de negociación :1985-1997	0,31	-0,22	
Cassoni (1999.b)	Modelo de negociación Cointegración. 1985-1997			
	Encuesta industrial	0,60	-0,30	
	Encuesta de hogares	0,20	-0,10	

5.

## Evolución del empleo y sus determinantes en Uruguay

En este apartado se analiza la evolución que han registrado las distintas variables involucradas en la demanda de trabajo de Uruguay entre los años 1986-2005: número de ocupados, PIB, remuneraciones reales y costo del capital.

En cuanto al empleo (urbano), se distinguen tres comportamientos diferenciados (Cuadro 2). Entre los años 1986-1998 el empleo total creció a una tasa acumulativa anual de 2,1%.<sup>15</sup> El período 1999-2003 se caracterizó por una caída promedio del empleo del orden de 1,6% acumulativo anual, y en los últimos dos años se registró un crecimiento a una tasa media acumulativa anual de 3,5%.

Este comportamiento de la cantidad de ocupados acompañó, en términos relativos, la evolución que tuvo el nivel de actividad económica del país. Los últimos años de los ochenta y la mayor parte de los noventa se caracterizaron por una expansión del producto (Gráfico 1). En efecto, el PIB<sup>16</sup> creció a una tasa media acumulativa anual de

<sup>15</sup> Las variaciones se calcularon en base a las estimaciones del número de ocupados totales basadas en la ECH del INE, por lo que corresponde a las variaciones del total de ocupados urbanos de localidades de 5.000 y más habitantes.

<sup>16</sup> Incluye la evolución de las actividades económicas no agropecuarias.

3,7% en el primer período identificado como de creación de empleo (1986-1998). En 1986, la economía uruguaya se recuperaba de la fuerte recesión económica de la primera mitad de los ochenta a la vez que se restablecía la democracia en el país. El crecimiento del empleo entre los años 1986 y 1990 era en promedio de 2,6% acumulativo anual a la vez que el PIB crecía 2,5%.

En los noventa se aceleró el ritmo de expansión de la actividad económica, al mismo tiempo que el crecimiento del número de ocupados se desaceleraba. Mientras que el PIB registraba un incremento promedio de 4,4% acumulativo anual (1991-1998), el número de ocupados crecía 1,9% en promedio por año.

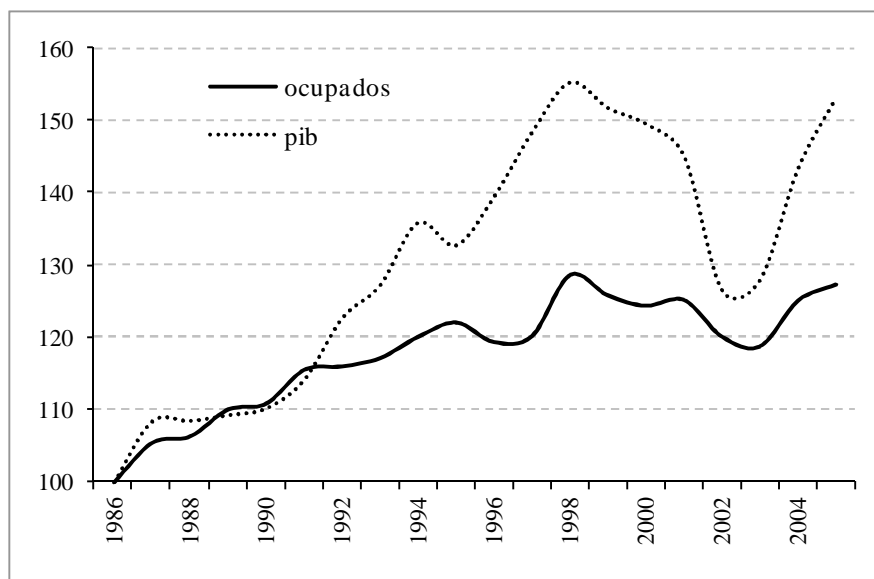
	Nro. de ocupados		PIB (1)		Costo laboral		Elasticidad aparente	
	Variación total	Tasa acum. anual	Variación total	Tasa acum. anual	Variación total	Tasa acum. anual	empleo - producto	empleo - cto laboral
	1986-1998	28,7	2,1	55,2	3,7	44,2	3,1	0,6
1986-1990	10,9	2,6	10,2	2,5	19,1	4,5	1,1	0,6
1991-1998	16,0	1,9	40,9	4,4	21,1	2,4	0,4	0,8
1998-2003	-7,7	-1,6	-17,6	-3,8	-31,1	-7,2	0,4	0,2
2004-2005 (2)	7,2	3,5	19,7	9,4	1,7	0,8	0,4	4,2

(1) Producto interno bruto sin el sector agropecuario.  
 (2) Tomando en cuenta estimaciones del Instituto de Economía sobre nuevos empleos para los años 2006 y 2007 y el crecimiento del PIB en esos años, la elasticidad empleo-producto aparente para el período 2004-2007 sería de 0,5.

FUENTE: Elaborado en base a datos del INE y BCU.

Los resultados del cálculo de la elasticidad empleo-producto aparente, que sólo considera la evolución de estas dos variables, muestra que, a excepción de los primeros cuatro años del período analizado, la elasticidad empleo-producto no sólo sería menor que la unidad, sino que incluso en la mayor parte del período sería menor a 0,5.

**Gráfico 1 – Evolución del empleo y del PIB sin agro (índice 1986=100)**



Fuente: Elaborado en base a datos del INE y BCU

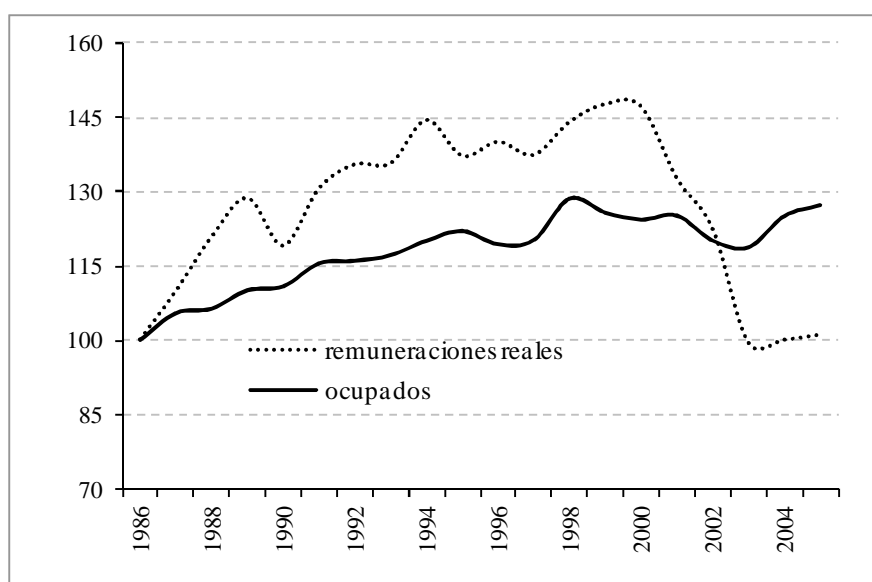


Los cambios ocurridos en la economía en los años noventa, que tuvieron su impacto en el mercado laboral, sugieren la posibilidad de un cambio estructural en la relación empleo-producto en esos años. Efectivamente, la elasticidad empleo-producto aparente registró un cambio sustancial a partir de 1990. Tomando el período en su conjunto dicha elasticidad sería de 0,6, mientras que si se analiza en dos sub-períodos (1986-1990 y 1991-1998) la elasticidad pasa de 1,1 a 0,4.

Sin embargo, este análisis estaría tomando en cuenta como variable determinante del empleo únicamente a la evolución del nivel de actividad económica, sin considerar la existencia de otras variables que podrían estar influyendo en el nivel de empleo, por ejemplo el costo laboral o el costo de otros factores productivos que pueden ser relativamente sustitutos del trabajo. Por lo tanto, será necesario tomar en cuenta la evolución conjunta de todas las variables determinantes de la demanda laboral para conocer la influencia del producto sobre el empleo.

Por su parte, las remuneraciones reales al trabajo<sup>17</sup> crecieron en promedio 3,1% acumulativo anual entre 1986-1998. Sin embargo, el crecimiento se desaceleró a partir de 1990, luego de una caída puntual en ese año. En los primeros tres años (1986-1989), el país restablecía sus instituciones democráticas luego de la dictadura militar, se reorganizaron los sindicatos y los Consejos de Salarios que contribuyeron al crecimiento de las remuneraciones al trabajo dependiente. Las remuneraciones reales crecieron en esos tres años a una tasa acumulativa anual de 8,8%. A partir de 1990 dejaron de convocarse progresivamente los Consejos de Salarios y de homologarse los acuerdos arribados entre empresarios y trabajadores. Estos ingresos desaceleraron su expansión y crecieron entre 1991-1998 a una tasa acumulativa anual de 2,4%. La evolución posterior fue más oscilante.

**Gráfico 2 – Evolución de las remuneraciones al trabajo en términos reales y del número de ocupados (índice 1986=100)**



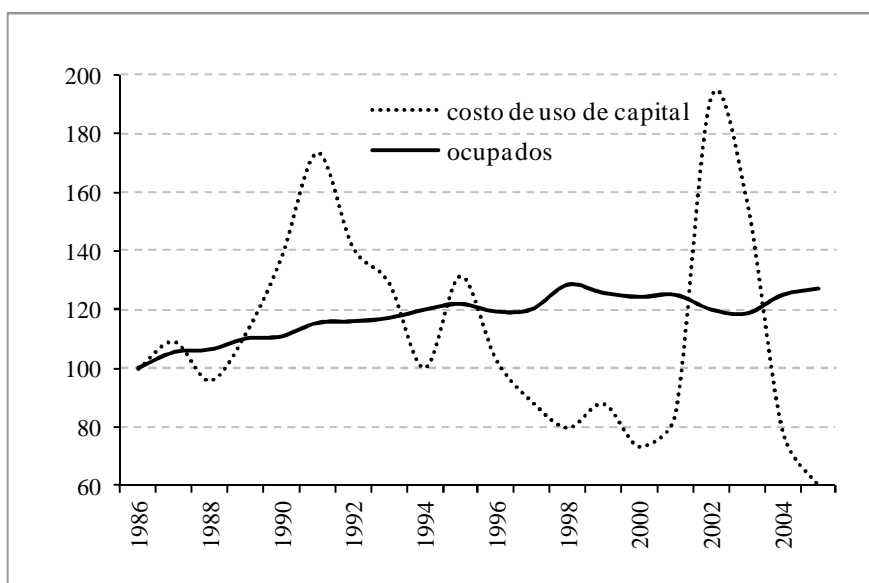
Fuente: Elaborado en base a datos de la ECH del INE.

<sup>17</sup> En este análisis se toma en cuenta la evolución de las remuneraciones reales líquidas que fueron calculadas a partir de la ECH del INE, dado que se compara con la evolución del total de ocupados (ver apartado metodológico sobre los datos).

Al analizar la evolución conjunta del empleo y las remuneraciones (sin tomar en cuenta la incidencia de otras variables sobre el empleo) no se constata una relación negativa sino que por el contrario la elasticidad aparente es positiva en todo el período, lo cual contradice lo que indica la teoría económica (Gráfico 2).

Así, a los efectos de analizar la relación entre el nivel de empleo y las remuneraciones reales al trabajo, consideradas éstas últimas como una aproximación al costo laboral para las empresas, se debe tomar en cuenta, además de la evolución de la actividad económica, el costo de los factores productivos relativamente sustitutos del trabajo, como lo puede ser el capital.

**Gráfico 3 – Evolución del costo de uso del capital y del número de ocupados (índice 1986=100)**



Fuente: Elaborado en base a datos del INE y BCU.

La evolución del costo de uso del capital<sup>18</sup> recoge en gran medida los cambios de la tasa de interés real de referencia (costo de oportunidad), la que fluctúa absorbiendo la información de las variaciones de la tasa de interés internacional y de la devaluación esperada en el país. La serie construida presenta una gran variabilidad y no se observa una relación positiva con el empleo (Gráfico 3). Sin embargo, como fue comentado, las conclusiones deben extraerse luego de analizar la interacción entre todas las variables al mismo tiempo.

En **resumen**, los antecedentes sobre las estimaciones de la elasticidad empleo-producto tanto para Uruguay como para otros países arrojan evidencia empírica que constata la relación positiva que indica la teoría. La simple observación de la evolución del empleo y de la actividad económica en Uruguay entre los años 1986-2005 también lo confirma. Por su parte, la elasticidad empleo-producto aparente para la economía agregada, sería menor que la unidad e incluso en la mayor parte del período menor a 0,5. Mientras que los estudios realizados para Uruguay concluyen que dicha elasticidad sería menor que uno pero solo levemente mayor a 0,5.

<sup>18</sup> Ver apartado 4 sobre la construcción de las series.

Respecto a la elasticidad empleo-costo laboral, Hamermesh (1993) concluyó que en promedio la estimación puntual es de aproximadamente 0,3 (en valor absoluto), tanto para los países desarrollados como para los de América Latina. Para Uruguay existe escasa evidencia empírica, si bien los resultados obtenidos por Cassoni (1999.b) se encuentran dentro de los valores resumidos por Hamermesh. La simple observación de la evolución de las series no permite sacar conclusiones en cuanto a la relación del empleo con el costo laboral y con el costo del capital. En cuanto a ésta última no existe evidencia empírica para Uruguay, y son escasos los trabajos que la estiman.

## 6. Resultados

En este apartado se analizan en primer lugar los resultados econométricos de la estimación de los modelos explicitando las pruebas de contraste realizadas que permitieron validar algunos de los modelos. Seguidamente se presentan y se comentan los resultados respecto a la elasticidad de la demanda de trabajo.

### *Análisis econométrico de los resultados*

En primer lugar se analizó el orden de integración de las series, dado que ello condiciona el método de estimación econométrico. Para ello se llevó a cabo el test de raíz unitaria Dickey Fuller aumentado (DFA) previo análisis de gráficos y correlogramas sobre las series en logaritmos en niveles y en sus primeras diferencias (Cuadro A1.3 del Anexo).<sup>19</sup>

Las series resultaron ser no estacionarias en niveles ya que no se rechazó la existencia de una raíz unitaria, es decir, que son integradas de primer orden I(1), lo cual significa que es necesario diferenciarlas una vez para convertirlas en estacionarias. Ello permitió pasar a analizar la cointegración entre las variables mediante la modelización VECM, la cual exige que las mismas sean I(1).

Se estimó un modelo para cada categoría de ocupados con análisis de cointegración de Johansen. En este documento se presentan y se comentan sólo los resultados de aquellos modelos que cumplieron satisfactoriamente todas las pruebas de validación econométrica.<sup>20</sup> Ellos son los modelos para las categorías: *ocup1* (totales), *ocup2* (privados), *ocup4* (dependientes privados) y *ocup5* (dependientes privados con 30 horas o más).<sup>21</sup>

Las pruebas de validación econométrica de los modelos indican que se rechaza en estos cuatro modelos la presencia de autocorrelación de los residuos y no se rechaza la normalidad de los mismos. Además, el test de Johansen indica que existe una relación de cointegración entre las variables al 1% y al 5% de significación según los estadísticos de la traza y máximo valor propio. De este modo puede concluirse que existe una relación de largo plazo en cada uno de los modelos, es decir entre la cantidad de ocupados, el costo laboral, el costo de uso del capital y el producto (cuadro A1.4 del Anexo).

<sup>19</sup> Los detalles de las estimaciones econométricas pueden ser solicitados a las autoras.

<sup>20</sup> Las pruebas de validación econométrica, como se comentó en el apartado metodológico, consisten en: a) residuos bien comportados (normales y sin autocorrelación), b) cointegración entre las variables, todas significativas en dicha relación y con los signos esperados, c) coeficiente de ajuste de corto plazo ( $\alpha_1$ ) de la variable de interés  $\ln Lt$  significativo, de signo negativo y menor a la unidad en valor absoluto, d) coeficientes de ajuste de corto plazo de las demás variables, si fueran significativos deberían ser del signo contrario al correspondiente  $\beta_i$ , si esto último no se cumple deberían ser no significativos.

<sup>21</sup> La estimación del modelo con ocupados dependientes (*ocup3*) presentó varios problemas. El más importante fue que  $\alpha_1$  no resultó significativo.

El Cuadro 3 muestra los resultados de las estimaciones llevadas a cabo para las distintas categorías de ocupados sin imponer ninguna restricción sobre los parámetros. Debajo del valor de cada coeficiente aparece el p-valor asociado al test de significación de la variable. Se observa que en los cuatro modelos se rechaza la hipótesis que  $\beta_i = 0$  (con  $i = 1, 2, 3$  y  $4$ ), lo que significa que todas las variables resultaron significativas y forman parte del equilibrio de largo plazo. Por ejemplo, en el caso del modelo para los ocupados totales la relación de largo plazo sería:

$$\ln L_t = 10,3 - 0,13 \ln cl_t + 0,69 \ln PIB_t + 0,14 \ln ck_t$$

La variable número de ocupados es endógena en cualquiera de los modelos, ya que se rechazó  $H_0: \alpha_1 = 0$  al 5% de significación. En el caso del modelo de ocupados totales dicho coeficiente se estimó en  $-0,15$ , lo cual indica que si la variable  $\ln L_t$  se desvía de la relación que mantiene con el resto de las variables en el largo plazo, ajusta por trimestre un 15% de dicho desvío, por lo cual demoraría 6,7 trimestres en procesar todo el ajuste. Por su parte, excepto para el costo de uso del capital, los  $\alpha$  correspondientes a las otras variables explicativas no resultaron significativos (al 5%). Esto implica que tanto el costo laboral como el PIB son variables débilmente exógenas, y que si se apartan en el corto plazo de la relación de largo plazo, no existen fuerzas que las ajusten a dicha relación. Debido a ello, la estimación de los coeficientes de interés debe realizarse

<b>Cuadro 3 - Coeficientes estimados del modelo de demanda genérica según categoría de ocupados: 1986-2005. (modelización sin restricciones)</b>				
	<b>Ocupados</b>			
	<i>ocup1</i>	<i>ocup2</i>	<i>ocup4</i>	<i>ocup5</i>
<b>Coefficientes relación de largo - plazo</b>				
<i>ocupados</i> ( $\beta_1$ )	<b>1,00</b> (0,0003)	<b>1,00</b> (0,0002)	<b>1,00</b> (0,0019)	<b>1,00</b> (0,0008)
<i>costo laboral</i> ( $\beta_2$ )	<b>0,13</b> (0,0006)	<b>0,15</b> (0,0005)	<b>0,22</b> (0,0243)	<b>0,26</b> (0,0016)
<i>PIB</i> ( $\beta_3$ )	<b>-0,69</b> (0,0000)	<b>-1,02</b> (0,0000)	<b>-1,19</b> (0,0000)	<b>-1,14</b> (0,0000)
<i>costo del capital</i> ( $\beta_4$ )	<b>-0,14</b> (0,0000)	<b>-0,20</b> (0,0000)	<b>-0,33</b> (0,0000)	<b>-0,34</b> (0,0000)
C	-10,30	-8,45	-7,20	-7,13
<b>Coefficientes de dinámica de ajuste de cada ecuación</b>				
<i>ocupados</i> ( $\alpha_1$ )	<b>-0,15</b> (0,0278)	<b>-0,16</b> (0,0189)	<b>-0,10</b> (0,0414)	<b>-0,13</b> (0,0132)
<i>costo laboral</i> ( $\alpha_2$ )	<b>0,08</b> (0,5539)	<b>-0,01</b> (0,9534)	<b>0,12</b> (0,0636)	<b>0,08</b> (0,1592)
<i>PIB</i> ( $\alpha_3$ )	<b>-0,16</b> (0,0889)	<b>-0,10</b> (0,1800)	<b>-0,05</b> (0,2431)	<b>-0,07</b> (0,1009)
<i>costo del capital</i> ( $\alpha_4$ )	<b>2,48</b> (0,0000)	<b>1,95</b> (0,0000)	<b>1,17</b> (0,0000)	<b>1,00</b> (0,0000)

Los números entre paréntesis corresponden al p-valor de cada coeficiente estimado.  
FUENTE: Elaboración propia.

imponiendo la siguiente restricción:  $\alpha_2 = \alpha_3 = 0$

En el caso del costo de uso de capital, el coeficiente  $\alpha_4$  de corrección del error si bien toma el signo esperado, los valores estimados resultaron mayores o igual a uno. Habría que hacer dos consideraciones respecto a este problema. En primer lugar, resultó extraño que esta variable fuera endógena en la relación de largo plazo. La idea intuitiva era que fuese exógena, ya que algunas de las variables que la constituyen presentan una lógica diferenciada del mercado de trabajo, como por ejemplo la tasa de interés. De esto surge la segunda consideración que tiene que ver con la propia dificultad en la construcción de esta serie. La endogeneidad de esta variable en el modelo puede deberse a dicha dificultad.<sup>22</sup>

Cuadro 4 - Coeficientes estimados del modelo de demanda de trabajo genérica según categoría de ocupados con restricciones sobre los coeficientes (1986-2005)									
Restricciones	Modelo	L	cl	y	ck	C	Prob (1)	$\alpha_1$	t (2)
$\alpha_2=0; \alpha_3=0$	Totales	1,00	0,11	-0,68	-0,13	-10,38	0,19	-0,15	[-2,27034]
	Privados	1,00	0,13	-1,02	-0,20	-8,45	0,41	-0,15	[-2,35270]
	Dep. privados	1,00	0,17	-1,12	-0,29	-7,77	0,07	-0,12	[-2,60163]
	Dep. privados 30hs +	1,00	0,21	-1,09	-0,30	-7,46	0,07	-0,14	[-2,59243]
RCE (3) $\alpha_2=0; \alpha_3=0;$ $\beta_3 = -1$	Totales	1,00	0,26	-1,00	-0,28	-8,58	0,02	-0,03	[-0,93548]
	Privados	1,00	0,12	-1,00	-0,19	-8,58	0,59	-0,16	[-2,48034]
	Dep. privados	1,00	0,11	-1,00	-0,24	-8,28	0,11	-0,16	[-3,02261]
	Dep. privados 30hs +	1,00	0,17	-1,00	-0,26	-7,97	0,13	-0,16	[-2,85403]
Homogeneidad $\alpha_2=0; \alpha_3=0;$ $\beta_2 = -\beta_4$	Totales	1,00	0,13	-0,69	-0,13	-10,31	0,29	-0,15	[-2,29069]
	Privados	1,00	0,20	-1,05	-0,20	-8,18	0,24	-0,13	[-2,17225]
	Dep. privados	1,00	0,35	-1,28	-0,35	-6,50	0,04	-0,08	[-2,28302]
	Dep. privados 30hs +	1,00	0,32	-1,15	-0,32	-6,96	0,07	-0,12	[-2,53481]
Homogeneidad y RCE (3) $\alpha_2=0; \alpha_3=0;$ $\beta_2 = -\beta_4; \beta_3 = -1$	Totales	1,00	0,28	-1,00	-0,28	-8,53	0,05	-0,03	[-0,96235]
	Privados	1,00	0,18	-1,00	-0,18	-8,45	0,33	-0,15	[-2,41887]
	Dep. privados	1,00	0,23	-1,00	-0,23	-8,05	0,02	-0,15	[-3,10977]
	Dep. privados 30hs +	1,00	0,25	-1,00	-0,25	-7,79	0,10	-0,16	[-2,95413]

(1) Prob. es el valor p asociado al estadístico chi cuadrado del test LR con restricciones  
(2) es el valor del estadístico t asociado al coeficiente  
(3) RCE= rendimientos constantes a escala  
FUENTE: Elaboración propia.

En el Cuadro 4 se presentan los resultados de las estimaciones de los modelos con y sin restricciones respecto a la tecnología de producción subyacente. Como se indicó anteriormente, dado que en todos los casos  $\alpha_2$  y  $\alpha_3$  resultaron no significativos, se impuso en todos los casos el supuesto que:  $\alpha_2 = \alpha_3 = 0$ , por lo tanto la estimación “sin restricciones” es la que sólo incluye este supuesto. Además, las hipótesis que se contrastan son las de RCE ( $\beta_3=1$ ) y la de homogeneidad  $\beta_2 = \beta_4$ , de forma separada y conjunta. Los resultados de los modelos con restricciones son los siguientes:

**Modelo ocupados totales (*ocup1*):** Se rechaza la presencia de RCE (p-valor=0,02, y además, el  $\alpha_1$  resultó no significativo al imponer esta restricción). Por su parte, no se rechaza la restricción de homogeneidad (p-valor= 0,29 y  $\alpha_1$  significativo). Ello implica

<sup>22</sup> Cabe señalar, que como esta variable depende de la tasa de interés de referencia y la misma absorbe la información sobre los *shocks* cambiarios, en algunos períodos presenta gran variabilidad.

que la tecnología de producción subyacente en la economía en su conjunto sería del tipo C-D, aunque sin rendimientos constantes a escala.<sup>23</sup>

Modelo ocupados privados (*ocup2*) y privados dependientes con 30 horas o + (*ocup5*): Sólo en estos dos modelos no se rechaza la hipótesis que plantea todas las restricciones en conjunto, lo cual implicaría en principio que cuando el universo se acota al ámbito privado, la tecnología de producción se aproxima a una C-D con rendimientos constantes a escala.

Modelo ocupados dependientes privados (*ocup4*): Si bien era de esperar que en este caso se cumpliera también la restricción de homogeneidad dado que se cumple para *ocup2* y *ocup5*(privados), los coeficientes  $\beta_2$  y  $\beta_4$  resultaron aparentemente diferentes en valor absoluto, por lo cual se rechaza la restricción de homogeneidad al 5% si bien no al 1%.<sup>24</sup> No se rechaza la hipótesis de RCE.

Como ya se indicó en el apartado sobre los datos, se construyeron dos series de costo laboral: una, considerando a todos los ocupados dependientes como cotizantes en la seguridad social (*cl*), y otra, a partir de 1991, tomando en cuenta la información disponible sobre la formalización de los trabajadores (*cl\_2*). Como forma de contrastar el margen de error de haber asumido que todos los trabajadores son formales para el período completo, se estimaron dos modelos para el período reducido 1991-2005 para las categorías *ocup4* y *ocup5*. Los parámetros de interés estimados no difieren significativamente cuando se incluye en el modelo la variable *cl* o *cl\_2*. Por lo tanto, se considera que el margen de error incorporado es relativamente bajo (Cuadro A1.6 del Anexo 1).

### ***Elasticidad de la demanda laboral en Uruguay***

Dado que el objetivo de la investigación es conocer la elasticidad de la demanda de trabajo respecto a las variables determinantes de la misma en su relación de largo plazo, el análisis se centra en los resultados obtenidos del vector de variables cointegradas. Debido a que las variables en el modelo están en logaritmos, los coeficientes estimados de dicha relación estarían reflejando esas elasticidades.

En el Cuadro 5 se resumen los resultados de las estimaciones de la elasticidad **empleo-producto**, que se recogen de las estimaciones con y sin restricciones (Cuadro 4). Se estimaron también los respectivos intervalos de confianza al 95%. Se observa que dicha elasticidad es aproximadamente igual a 1 en los modelos que sólo consideran a los ocupados privados, independientemente de su especificación concreta, ya que las diferencias entre ellos se desestiman al observar los intervalos de confianza. Por su parte, para los ocupados totales dicha elasticidad resultó menor a la de los privados. Este resultado era esperable, debido a que los ocupados totales incluyen a los públicos, cuya lógica de contratación no se rige por las mismas leyes que los privados. Así, era de esperar que la variación del producto no determinara una fuerte reacción sobre la demanda de trabajadores públicos, reduciendo la elasticidad empleo-producto de la categoría de ocupados que los incluye.

<sup>23</sup> Dado que  $\beta_3 < 1$  y que  $\beta_3 = 1/(a+b)$ , siendo  $a+b$  la elasticidad de escala de la tecnología Cobb-Douglas, donde  $a$  y  $b$  son los coeficientes a los que están elevados los factores productivos capital y trabajo en dicha función, resulta que si  $\beta_3 < 1$  entonces  $a+b > 1$ , lo que implica rendimientos crecientes a escala.

<sup>24</sup> Problemas con las series (presencia de *outliers*) pueden estar detrás de estos resultados.

<b>Cuadro 5 - Elasticidad empleo-producto de largo plazo (<math>\eta_{LY}</math>)</b>			
	$\eta_{LY}$	<b>Intervalo de confianza 95%</b>	
<b>Sin restricciones (1)</b>			
Totales	0,68	0,59	0,77
Privados	1,02	0,91	1,14
Privados dependientes	1,12	0,93	1,30
Privados dependientes 30 hs o más	1,09	0,86	1,32
<b>Restricción de homogeneidad</b>			
Totales	0,69	0,60	0,78
Privados	1,05	0,93	1,17
Privados dependientes 30 hs o más	1,15	0,90	1,40
<b>Restricción de RCE (2)</b>			
Privados	1,00		
Privados dependientes	1,00		
Privados dependientes 30 hs o más	1,00		
(1) Corresponden a los resultados de los modelos con la restricción de exogeneidad débil del PIB y costo laboral.			
(2) RCE= rendimientos constantes a escala.			
FUENTE: Elaboración propia			

Los resultados obtenidos implican que un aumento de un punto porcentual de la actividad económica uruguaya genera aproximadamente un incremento en el empleo privado de 1% y de 0,7% en el privado y público en conjunto. Estos resultados son mayores a los observados en el cálculo de la elasticidad aparente antes comentada para la mayor parte del período.

Por otra parte, el valor de la elasticidad encontrada por Amarante (2000) es de 0,53 entre los años 1982-1997 para los ocupados totales. En esta investigación, si bien la estimación puntual es mayor, la misma no difiere sustancialmente a la estimada por la autora.<sup>25</sup>

A su vez, la elasticidad estimada para los ocupados privados dependientes (aproximadamente 1) resultó mayor a la calculada por Cassoni (1999b) para la industria manufacturera en el período 1985-1997 (0,6). Ello puede deberse a que la fuente de información es diferente y que además en este estudio no se discrimina según sector de actividad. Esta distinción puede ser relevante, tomando en cuenta que los servicios suelen asociarse a actividades más intensivas en trabajo, por lo que variaciones de la actividad económica provocarían mayor efecto sobre la demanda laboral en el sector servicios que en la industria manufacturera.

<sup>25</sup> El valor mínimo del intervalo de confianza se ubicó levemente por encima de 0,53.

**Cuadro 6 - Elasticidad empleo-costo laboral de largo plazo ( $\eta_{LL}$ )**

(elasticidades en valor absoluto)

	$\eta_{LL}$	Intervalo de confianza 95%	
<b>Sin restricciones (1)</b>			
Totales	0,11	0,04	0,18
Privados	0,13	0,05	0,22
Privados dependientes	0,17	0,04	0,31
Privados dependientes 30 hs o más	0,21	0,05	0,38
<b>Restricción de homogeneidad</b>			
Totales	0,13	0,09	0,16
Privados	0,20	0,15	0,25
Privados dependientes 30 hs o más	0,32	0,21	0,42
<b>Restricción de RCE (2)</b>			
Privados	0,12	0,05	0,20
Privados dependientes	0,11	0,02	0,21
Privados dependientes 30 hs o más	0,17	0,04	0,30
<b>Restricción de homogeneidad + RCE (2)</b>			
Privados	0,18	0,15	0,21
Privados dependientes 30 hs o más	0,25	0,19	0,32
(1) Corresponden a los resultados de los modelos con la restricción de exogeneidad débil del PIB y costo laboral.			
(2) RCE= rendimientos constantes a escala.			
FUENTE: Elaboración propia			

En cuanto a la elasticidad **empleo-costo laboral**, se deduce en primera instancia, que las estimaciones difieren significativamente en algunos casos cuando se impone la restricción de homogeneidad. En los modelos sin esta restricción, dicha elasticidad oscila entre 0,11 y 0,21 dependiendo de la especificación de ocupados. En los casos de mayor grado de agregación (ocupados totales y privados) la elasticidad es menor que en aquellos donde sólo se consideran a los ocupados dependientes privados.

Esto resulta lógico, en la medida que los primeros incluyen también a los trabajadores no dependientes cuya decisión de contratación no está tan ligada a su costo. Sin embargo, estas conclusiones se relativizan ya que los límites inferiores son prácticamente los mismos para cualquiera de las especificaciones, aunque no los superiores. Por lo tanto, considerando a todas estas estimaciones puntuales como posibles, y calculando el promedio de las mismas (0,15), se podría concluir que un crecimiento del costo laboral en un punto porcentual, provocaría, *ceteris paribus*, una caída del empleo en aproximadamente 0,15%, lo que implica una demanda laboral relativamente inelástica ante cambios en su costo. Dicho valor se ubica en el límite inferior del rango planteado por Hamermesh (1993) para las economías desarrolladas (0,15 – 0,75). Cabe señalar que dicha elasticidad podría ser sustancialmente menor ya que los límites inferiores de los intervalos de confianza se ubican en el entorno de 0,05.



No obstante, cabe recordar que el marco teórico que sustenta la forma funcional de la demanda laboral supone homogeneidad, restricción que no fue rechazada en la mayoría de los modelos. Es bajo esta lógica que es posible encontrar las diferencias entre las elasticidades según categorías de ocupados. Nótese que estas elasticidades no difieren significativamente si se adiciona la restricción de RCE.<sup>26</sup> Las estimaciones para los

<b>Cuadro 7 - Elasticidad empleo-costo de uso del capital de largo plazo (<math>\eta_{LK}</math>)</b>			
	$\eta_{LK}$	Intervalo de confianza 95%	
<b>Sin restricciones (1)</b>			
Totales	0,13	0,10	0,17
Privados	0,20	0,15	0,24
Privados dependientes	0,29	0,21	0,36
Privados dependientes 30 hs o más	0,30	0,21	0,40
<b>Restricción de homogeneidad</b>			
Totales	0,13	0,09	0,16
Privados	0,20	0,15	0,25
Privados dependientes 30 hs o más	0,32	0,21	0,42
<b>Restricción de RCE (2)</b>			
Privados	0,19	0,15	0,22
Privados dependientes	0,24	0,19	0,29
Privados dependientes 30 hs o más	0,26	0,20	0,33
<b>Restricción de homogeneidad + RCE (2)</b>			
Privados	0,18	0,15	0,21
Privados dependientes 30 hs o más	0,25	0,19	0,32
(1) Corresponden a los resultados de los modelos con la restricción de exogeneidad débil del PIB y costo laboral.			
(2) RCE= rendimientos constantes a escala.			
FUENTE: Elaboración propia			

ocupados que incluyen a los no dependientes (totales y privados), son menores que para los que incluyen solamente a los dependientes.

Nuevamente, este resultado es razonable, dado que el universo que involucra a los ocupados dependientes es el que se ajusta a los principios básicos de la microeconomía laboral. Tomando el promedio de las estimaciones puntuales de dicha elasticidad únicamente para los trabajadores dependientes, resulta que un aumento de un punto porcentual del costo laboral reduce en 0,3% el empleo de este tipo de trabajadores, que era un resultado esperado.<sup>27</sup>

<sup>26</sup> Sólo la categoría de ocupados totales no cumple con la restricción de RCE.

<sup>27</sup> Nótese que estas comparaciones se realizan entre categorías de ocupados cuyo costo laboral fue calculado de forma diferente (en ocupados totales y privados se utilizaron los ingresos líquidos, mientras que en los demás se incluyeron aportes e impuestos). A los efectos de probar que las diferencias encontradas no responden a esa distinción, se estimó un modelo para los ocupados privados dependientes con 30 hs y más con ingresos líquidos como costo laboral. Los

Bajo restricción de homogeneidad, la elasticidad empleo-costo laboral de los ocupados totales es de 0,13, inferior a la estimada para los ocupados privados (0,2), las que resultan ser significativamente diferentes. Esto es coherente en la medida que los ocupados totales incluyen a los públicos, cuya demanda no se rige por las variaciones en su costo.

La elasticidad **empleo-costo de uso del capital** no varía sustancialmente entre los modelos estimados cuando se impone la restricción de homogeneidad. Las diferencias radican en la especificación de ocupados, lo que se constata tanto en los modelos con y sin restricciones. En primer lugar, la elasticidad para los ocupados totales respecto al costo del capital es inferior a la de los privados. Nuevamente, ello se explica por la presencia de los públicos cuya demanda no se rige por la lógica empresarial. En segundo lugar, dicha elasticidad difiere también cuando se la calcula para los privados totales respecto a la que surge considerando sólo a los dependientes. Efectivamente, mientras que un incremento del costo de uso del capital de un punto porcentual incrementa la demanda de trabajo en aproximadamente 0,2% para los privados totales, en el caso de los dependientes privados el incremento es de aproximadamente 0,3%. Esto resulta coherente, ya que dentro de los no dependientes se encuentra un grupo muy heterogéneo de ocupados: patrones con personal a su cargo, trabajadores por cuenta propia con y sin local y miembros de cooperativas de producción cuya lógica de “contratación” o “sustitución” por capital no se enmarca dentro de la teoría microeconómica del mercado de trabajo.

## 7. Conclusiones

El objetivo de esta investigación se centró en contribuir al conocimiento sobre cuáles son las variables relevantes que determinan el comportamiento de la demanda de trabajo, y estimar sus coeficientes que reflejan la elasticidad de dicha demanda.

Se utilizó la metodología econométrica de cointegración de Johansen partiendo de la especificación de un modelo vectorial autorregresivo con mecanismo de corrección del error (VECM) para un vector de variables endógenas, que permitió identificar la existencia de una relación de largo plazo entre el empleo, el costo laboral, la producción y el costo del capital para el período 1986-2005.

Todas las variables resultaron significativas en la relación de largo plazo y entran en dicha relación con los signos esperados. De ello se deduce que la demanda laboral depende positivamente del nivel de actividad económica, negativamente de su costo y positivamente del costo de uso del capital.

Los parámetros estimados indican que la demanda de trabajo es relativamente inelástica respecto a cambios en el costo laboral. Cuando no se impone ninguna restricción sobre los parámetros, se encuentra que un aumento de un punto porcentual en el costo laboral provocaría una caída de aproximadamente 0,15% del empleo. Sin embargo, los límites de los intervalos de confianza para las estimaciones indican que dicha elasticidad podría ser sustancialmente menor. Cuando se impone la homogeneidad, es decir, se está bajo las condiciones del marco teórico, resulta en una demanda de trabajo algo menos inelástica ante cambios en el costo laboral, y la misma se diferencia según categoría de ocupados. Un aumento de un punto porcentual del costo laboral, *ceteris paribus*, reduce el empleo total en 0,13%, el empleo privado en 0,2% y el empleo privado dependiente

---

resultados muestran que las elasticidades no difieren significativamente tomando una u otra serie como costo laboral. Ver Cuadro A.5 en Anexo.

en 0,3% aproximadamente. Cabe señalar que Hamermesh (1993), en su recopilación de resultados de investigaciones para diferentes países, concluye que dicha elasticidad para datos agregados puede ubicarse en promedio en 0,3.

A su vez, se encontró que la demanda laboral presenta una elasticidad empleo-producto mayor a la aparente. Los resultados obtenidos indican que un aumento de un punto porcentual de la actividad económica uruguaya genera aproximadamente un incremento en el empleo privado de 1% y de 0,7% en el total. Este resultado refleja la importancia que la evolución de la actividad económica tiene sobre el crecimiento del empleo en Uruguay.

En lo que respecta a la elasticidad empleo-costos de uso del capital no se rechazó la hipótesis de que fuera igual pero de signo contrario a la del empleo-costos laborales, y además no varía demasiado si se la estima imponiendo o no dicha restricción. La misma difiere según categorías de ocupados. En efecto, mientras que un incremento del costo de uso del capital de un punto porcentual incrementa la demanda de trabajo en aproximadamente 0,13% para el empleo total, en el caso del empleo privado el incremento es de aproximadamente 0,2% y de 0,3% para el empleo privado dependiente.

No se rechazó en varios modelos la hipótesis de homogeneidad, lo que implica no rechazar una tecnología de producción de tipo Cobb-Douglas. No obstante, en futuras investigaciones se podría ampliar el espectro de tecnologías de producción subyacentes, incluyendo formas funcionales más “flexibles” que son las que imponen menos restricciones a la función de producción (por ejemplo Leontief generalizada y Translog).

Todas las conclusiones que aquí se extraen deben tomarse como una primera aproximación al estudio de la demanda de trabajo y como grandes trazos respecto a las verdaderas elasticidades de la demanda. Esto se debe a que trabajar con datos muy agregados presenta dificultades, ya que deben hacerse supuestos que no necesariamente son válidos para las unidades del agregado. En este estudio se tomó al empleo sin distinciones de calificación ni sector de actividad ni su vinculación con la producción, lo que equivale a hacer el supuesto de que todas las unidades del agregado son homogéneas y por lo tanto perfectamente sustituibles. Diversos trabajos para distintos países muestran que la elasticidad de la demanda difiere cuando se consideran algunos de estos aspectos. Sería de utilidad que líneas de investigación futuras sobre la demanda laboral tomen en cuenta estas diferencias entre los ocupados.

Otro aspecto que amerita mayor profundización refiere a la variable que refleja el costo del trabajo. La literatura muestra que muchos estudios han tratado al costo laboral y al salario de forma indistinta a los efectos de incluirlos como determinantes de la demanda laboral. Sin embargo, existen trabajos que destacan la importancia de tomar el costo laboral y no simplemente el salario. Aquí se optó por incorporar los costos no salariales (cargas sociales e impuestos) que asume el empleador para llegar al costo laboral, y si bien se realizó una primera aproximación a esta comparación, la misma no forma parte del alcance de esta investigación. La importancia de esta discusión se centra en que políticas tendientes a modificar el costo laboral para influir sobre el nivel de empleo, podrían basarse en modificaciones de dichas cargas sociales e impuestos.

Por otra parte, si bien en este trabajo se encuentra que a los efectos de las elasticidades calculadas la distinción de la formalidad no es relevante, sería necesario ahondar en futuros trabajos sobre este tema para extraer resultados concluyentes.

Las consideraciones anteriores están relacionadas con la disponibilidad de datos en Uruguay que constituye una limitación para el estudio de la demanda de trabajo. En la medida que el objetivo es conocer los parámetros del comportamiento de las empresas al momento de contratar trabajo, y que ello depende de la tecnología de producción existente a nivel de la firma, sería conveniente contar para su estudio con datos consistentes a nivel de establecimiento con una periodicidad al menos trimestral.

## **Referencias bibliográficas**

Allen, S., Cassoni, A. y Labadie, G. (2004) "Unions and employment in Uruguay" Capítulo en: Heckman, J. y Pages, C. (editors). *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean. National Bureau of Economic Research*. Págs. 435-496.

Amarante, V. (2000) "La elasticidad producto-empleo de largo plazo en Uruguay". Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República. Documento de trabajo 6/00.

Bernal, R. y Cardenas, M. (2003) "Determinants of labor demand in Colombia: 1976-1996" *National Bureau of Economic Research*. Working paper Nr. 10077.

Boug, P. (1999) "The Demand for Labour and the Lucas Critique. Evidence from Norwegian Manufacturing" Statistics Norway, Research Department. Discussion Papers No. 256.

Bucheli, M. (2004) "Uruguay: La cobertura de la seguridad social en el empleo, 1991-2002". En Fabio Bertranou (editor) *Protección social y mercado laboral*. Santiago de Chile, Oficina Internacional del Trabajo.

Bustos, A., Engel, E. y Galetovic, A. (1998) "Impuestos y Demanda por Capital en Chile, 1985-1995." Mimeo, Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Cassoni, A. (1999.a) "Labour demand in Uruguay before and after re-unionisation". Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. Documento 1/99

Cassoni, A. (1999.b) "The wage elasticity of labour demand in the Uruguayan manufacturing sector after re-unionisation: new results". Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. Documento 14/99.

Clark, K. y Freeman, R. (1979) "How elastic is the demand for labor?" *National Bureau of Economic Research*. Working Paper Nr. 309.

Enders, W. (1995) *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons., Iowa.

Hamermesh, D. (1988), "Data difficulties in labor economics". *National Bureau of Economic Research*. Working paper Nr. 2622.

Hamermesh, D. (1993) *La demanda de trabajo*. Traducción al español de García de Paso, José, publicada por el Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, España (1995). Título original: *Labor demand*. Princeton University Press.

Hamermesh, D. (2004) "Labor demand in Latin America and the Caribbean: What does it tell us?". Capítulo en: Heckman, J. y Pages, C. (editors). *Law and Employment:*

Lessons from Latin America and the Caribbean. National Bureau of Economic Research. Págs. 553-562.

Informes de Coyuntura, Área de Coyuntura del Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.

Isaza, J. y Meza, C. (2003) “Vectores autorregresivos, cointegración y cambios estructurales: Un análisis formal para la demanda de trabajo en Colombia” Primer informe del proyecto de investigación: “Cambios estructurales de la demanda de trabajo en Colombia”. Universidad de La Salle, Departamento de Investigaciones, Bogotá, D.C.

Isaza, J. y Meza, C. (2004) “Cambios estructurales de la demanda de trabajo en Colombia: un análisis entre 1984-I y 2000-IV”. Universidad de La Salle, Departamento de Investigaciones, Bogotá, D.C.

Martínez C., Morales G. y Valdés, R. (2001) “Cambios estructurales en la demanda por trabajo en Chile”. *Economía Chilena*. Banco Central de Chile, Vol. 4, N° 2.

Mondino, G. y Montoya, S. (2004) “The effects of labor market regulations on employment decisions by firms: empirical evidence for Argentina”. Capítulo en: Heckman, J. y Pages, C. (editors). *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*. National Bureau of Economic Research. Págs. 351-400.

Montoya, S. y Navarro, L. (1996) “La demanda de trabajo en Argentina”. Publicación disponible en [www.aaep.org.ar](http://www.aaep.org.ar), Asociación Argentina de Economía Política. Publicación original: “La demanda de trabajo en Argentina: teoría. Aplicación y evaluación de una política”, *Revista Estudios*, Fundación Mediterránea, IERAL N° 78, Año XIX.

Pagés, C., Pierre, G. y Scarpetta, S. (2009), *Job Creation in Latin America and the Caribbean. Recent Trends and Policy Challenges*. Washington, D.C., Palgrave Macmillan/Banco Mundial.

Pessino, C. y Gill, I. (1996) "Determinants of labor demand: estimating the benefits of labor policy reform". *U.C.E.M.A.*, Documento de trabajo N° 114.

Rojas, P. (1987) "Un análisis empírico de la demanda por trabajo en Chile 1977-1985". *Cuadernos de Economía*, Año 24, N° 77, pp. 77-97.

Romer, D. (2002) *Macroeconomía Avanzada*. Segunda edición. Mc Graw Hill.

Varian, H. (1992) *Análisis Microeconómico*, 3ª Edición. Antoni Bosch, editor, S.A.

Anexo 1 - Cuadros estadísticos

Cuadro A1.1 - Elasticidad de la demanda de trabajo. Evidencia Internacional				
Autor	Descripción	Elasticidad		
		Empleo-producto	Empleo-costo laboral	Empleo-costo capital
Hamemesh (1993)	Revisión bibliográfica de la literatura de la demanda laboral		-0,15	-0,75
	Brechling y O'Brien (1967) (1)	Austria	0,81	
	Industria, 1952-1964	Bélgica	0,89	
		Canadá	0,93	
		Francia	0,31	
		Alemania Oc.	0,98	
		Irlanda	0,68	
		Italia	0,69	
		Holanda	0,55	
		Noruega	0,67	
		Suecia	0,72	
		Reino Unido	0,56	
		EE.UU.	0,72	
	Kaufman (1988) (1)	Canadá	0,57	
	Economía agregada, 1979-1985	Alemania Oc.	0,16	
		Japón	0,03	
		Suecia	0,25	
		Reino Unido	0,71	
		EE.UU.	0,59	
	Abraham y Houseman (1989) (1)	EE.UU.	0,92	
	Industria manufacturera, 1970-1985	Japón	0,28	
	Mairesse y Dormont (1985) (1)	Francia	0,48	
	Industria manufacturera, 1970-1979	Alemania Oc.	0,44	
		EE.UU.	0,50	
Clark y Freeman (1979)	Rezagos de Koyck. Industria . Trabajo homogéneo	EE.UU.(1950-1976)		
	Restricción de homogeneidad e igual estructura de rezagos		0,89	-0,19
	Restricción de estructura de rezagos		0,98	-0,46
	Polinomio de Almond. Sin restricciones		1,06	-0,47
Boug (1999)	Industria. Cointegración. Noruega. (1979-1996)		1,37	-0,32
	trabajo homogéneo. La elasticidad precio propio se calcula respecto al precio relativo del salario y precio de inputs.			

(1) Incluidos en la revisión bibliográfica de Hamermesh (1993)

Cuadro A1.2 - Elasticidad de la demanda de trabajo. Evidencia en países de América Latina

Autor	País	Descripción	Elasticidad		
			Empleo-producto	Empleo-costo laboral	Empleo-costo capital
Pessino y Gill (1996) (1)	Argentina (1974-1995)	Cobb Douglas. Datos Agregados.	1 (restricción)	-0,65	
		CES. Datos Agregados.	Resultados no ajustados a parámetros de interés.		
		Cobb Douglas. Industria.	1 (restricción)	-0,47	
		CES – MCO. Industria.	0,08	-0,10	$\sigma = 0,16$
		CES – VI. Industria.	0,34	-0,21	$\sigma = 0,35$
		Lema Shephard. Industria.	0,08	-0,40	0,58
		Lema Shephard. Industria, con restricción de homogeneidad	0,19	-0,41	0,41
		Leontief Generalizada. Industria.		-0,73	
		Translog (homot) Industria.	0,83	-0,53	
		Translog con cambio tecnológico Industria.	0,16	-0,18	
Rojas (1985)	Chile (1977-1985)	Cobb Douglas. Agregado. Salarios. tipo de cambio real, salario y empleo rezagados. Trabajo homogéneo estimación simultánea no lineal	1,67	-1,14	
		estimación no lineal individual	1,77	-1,16	
Bernal y Cardenas (2003)	Colombia (1976-1996)	Función de costos LG. Estática. Industria			
		No Calificado	1,07	-0,40	
		Calificado	1,97	-0,35	
		Función de costos LG. Estática. Agregado. Con Tasa de inversión urbana			
		No Calificado	0,97	-0,52	
		Calificado	1,84	-0,45	
Mondino y Montoya (2004)	Argentina (1990-1996)	Función de costos LG. Dinámica. Agregado. Trabajo homogéneo	0,57	-0,37	
		Con salarios en vez de costo laboral	0,52	-0,40	
		Datos de panel. Sist. dinámico con interacción hs y L. Salarios, horas, impuestos, indemnización por despido. Trabajo homogéneo			
Montoya y Navarro (1996)	Argentina (1960-1994)	MCO	0,60	-0,95	
		Y, W endógenas. Variables Instrumentales	0,58	-0,86	
Martínez <i>et al.</i> (2001)	Chile (1986-2000)	Lema de Shephard. MC2E. Salarios, Empleo rezagado. Trabajo homogéneo	0,57	-0,49	
		Lema de Shephard. Engle y Granger. Salarios, Empleo rezagado. Trabajo homogéneo	0,62	-0,26	
		Lema de Shephard. Wickens Breusch. Salarios, Empleo rezagado. Trabajo homogéneo	0,56	-0,47	
Isaza y Meza (2004)	Colombia (1984-2000)	Lema de Shephard. Salarios, Tipo de cambio real. Trabajo homogéneo	0,70	-0,50	0,20
		Lema de Shephard. Datos agregados. Salarios en vez de costo laboral			
Pagés <i>et al.</i> (2009)	Argentina Brasil Chile Colombia Guatemala México Venezuela	Homogéneo. Ajuste parcial	0,78	-0,22	
		No calificado	0,80	-0,37	
		Calificado	1,65	-0,52	
		Estiman la elasticidad del empleo respecto al producto pero sin partir de una función de demanda laboral para el período 1990-2004	0,24		
			0,12		

(1) Estimación con trabajo homéneo y salario en vez de costo laboral.



Cuadro A1.3 - Test de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado (DFA)							
	Series en niveles				Primera diferencia		
	Estadístico (1)	Modelo (2)	Rechazo Ho al 95%	Rechazo Ho al 99%	Estadístico (1)	Modelo (2)	Rechazo Ho al 95%
<b>Número de ocupados</b>							
$\ln L_{ocup1}$	-2,228 (0,1981)	CCST	no	no	-9,921 (0,000)	SCST	si
$\ln L_{ocup2}$	-2,035 (0,2714)	CCST	no	no	-9,258 (0,000)	SCST	si
$\ln L_{ocup4}$	-2,350 (0,1594)	CCST	no	no	-3,732 (0,000)	SCST	si
$\ln L_{ocup5}$	-3,007 (0,0390)	CCST	si	no	-4,156 (0,000)	SCST	si
<b>Costo laboral</b>							
$\ln cl_{ocup1}$	-1,647 (0,4539)	CCST	no	no	-9,025 (0,000)	SCST	si
$\ln cl_{ocup2}$	-1,636 (0,4595)	CCST	no	no	-9,650 (0,000)	SCST	si
$\ln cl_{ocup4}$	-1,700 (0,4275)	CCST	no	no	-9,919 (0,000)	SCST	si
$\ln cl_{ocup5}$	-1,707 (0,4239)	CCST	no	no	-9,588 (0,000)	SCST	si
$\ln cl_{2\ ocup4}$	-0,425 (0,8976)	CCST	no	no	-7,444 (0,000)	SCST	si
$\ln cl_{2\ ocup5}$	-0,402 (0,9016)	CCST	no	no	-6,976 (0,000)	SCST	si
<b>Producto interno bruto</b>							
$\ln y$	-1,421 (0,5675)	CCST	no	no	-2,353 (0,019)	SCST	si
<b>Costo de uso del capital</b>							
$\ln ck$	-3,257 (0,0204)	CCST	si	no	-6,195 (0,000)	SCST	si
(1) Los valores entre paréntesis corresponden a probabilidad asociada al estadístico.							
(2) Corresponde a los test de los siguientes modelos: CCST= con constante y sin tendencia; SCST= sin contante ni tendencia.							
FUENTE: Elaboración propia.							

**Cuadro A1.4 - Autocorrelación y normalidad de los residuos y cointegración entre las variables del modelo**

<b>Modelos con número de ocupados:</b>				
<b>Autocorrelación</b>	<b>Totales</b>	<b>Privados</b>	<b>Privados dependientes</b>	<b>Privados dependientes 30 hs +</b>
	Portmanteau (1)			
Rezagos				
2	0,10	0,14	0,09	0,14
3	0,17	0,15	0,15	0,04
4	0,23	0,16	0,25	0,11
Test LM (1)				
1	0,21	0,42	0,31	0,18
2	0,20	0,39	0,18	0,55
3	0,37	0,15	0,39	0,03
4	0,59	0,40	0,68	0,75
<b>Normalidad (1) (2)</b>				
	0,54	0,47	0,04	0,03
<b>Test de cointegración de Johansen (3)</b>				
Al 1%	1	1	1	1
Al 5%	1	1	1	1
(1) Los valores corresponden al p-valor del estadístico asociado a Ho de ausencia de autocorrelación.				
(2) Opción Cholesky.				
(3) Número de relaciones de cointegración con el estadístico de la traza y el del máximo valor propio.				
FUENTE: Elaboración propia.				

**Cuadro A1.5 - Elasticidad empleo-costo laboral ( $\eta_{LL}$ ) de largo plazo de la demanda de trabajo privado dependiente de 30 horas o más según de finición de costo laboral**

	$\eta_{LL}$	Intervalo de confianza 95%	
<b>Sin restricciones (1)</b>			
Costo laboral con aportes e impuestos	0,21	0,05	0,38
Igresos líquidos de los ocupados	0,16	0,01	0,32
<b>Restricción de homogeneidad</b>			
Costo laboral con aportes e impuestos	0,32	0,21	0,42
Igresos líquidos de los ocupados	0,27	0,18	0,37
<b>Restricción de RCE (2)</b>			
Costo laboral con aportes e impuestos	0,17	0,04	0,30
Igresos líquidos de los ocupados	0,16	0,02	0,30
<b>Restricción de homogeneidad + RCE (2)</b>			
Costo laboral con aportes e impuestos	0,25	0,19	0,32
Igresos líquidos de los ocupados	0,26	0,19	0,33

(1) Corresponden a los resultados de los modelos con la restricción de exogeneidad débil del PIB y costo laboral.

(2) RCE= rendimientos constantes a escala.

FUENTE: Elaboración propia en base a las estimaciones de los parámetros

**Cuadro A1.6 - Elasticidad de la demanda de trabajo, período reducido (1991-2005)  
distinguiendo según definición de costo laboral (1)**

		Elasticidad empleo-producto			Elasticidad empleo-costo laboral		
		$\eta_{LY}$	Intervalo de confianza		$\eta_{LL}$	Intervalo de confianza	
<b>Sin restricciones (2)</b>							
Privados dependientes	<i>cl</i>	1,29	0,90	1,68	0,10	-0,03	0,22
	<i>cl_2</i>	1,38	0,94	1,82	0,11	-0,04	0,25
Privados dependientes 30 hs +	<i>cl</i>	1,19	0,81	1,56	0,18	0,06	0,31
	<i>cl_2</i>	1,41	0,94	1,88	0,23	0,07	0,39
<b>Restricción de RCE (3)</b>							
Privados dependientes	<i>cl</i>	1,00			0,05	-0,03	0,14
	<i>cl_2</i>	1,00			0,06	-0,04	0,16
Privados dependientes 30 hs +	<i>cl</i>	1,00			0,15	0,05	0,26
	<i>cl_2</i>	1,00			0,17	0,06	0,29
<b>Restricción de homogeneidad</b>							
Privados dependientes 30 hs +	<i>cl</i>	0,89	0,62	1,15	0,18	0,11	0,26
	<i>cl_2</i>	1,05	0,71	1,38	0,23	0,13	0,32
<b>Restricción de homogeneidad + RCE (3)</b>							
Privados dependientes 30 hs +	<i>cl</i>	1,00			0,22	0,18	0,26
	<i>cl_2</i>	1,00			0,21	0,17	0,26
<b>Elasticidad empleo-costo uso capita</b>							
		$\eta_{LK}$	Intervalo de confianza				
<b>Sin restricciones (2)</b>							
Privados dependientes	<i>cl</i>	0,28	0,17	0,40			
	<i>cl_2</i>	0,30	0,17	0,43			
Privados dependientes 30 hs +	<i>cl</i>	0,29	0,18	0,40			
	<i>cl_2</i>	0,35	0,21	0,48			
<b>Restricción de RCE (3)</b>							
Privados dependientes	<i>cl</i>	0,18	0,15	0,22			
	<i>cl_2</i>	0,17	0,14	0,21			
Privados dependientes 30 hs +	<i>cl</i>	0,22	0,18	0,27			
	<i>cl_2</i>	0,21	0,17	0,26			
<b>Restricción de homogeneidad</b>							
Privados dependientes 30 hs +	<i>cl</i>	0,18	0,11	0,26			
	<i>cl_2</i>	0,23	0,13	0,32			
<b>Restricción de homogeneidad + RCE (3)</b>							
Privados dependientes 30 hs +	<i>cl</i>	0,22	0,18	0,26			
	<i>cl_2</i>	0,21	0,17	0,26			

(1) *cl* asigna costo patronal a todos los ocupados dependientes y *cl\_2* sólo a los ocupados inscriptos en seguridad social  
(2) Corresponden a los resultados de los modelos con la restricción de exogeneidad débil del PIB y el costo laboral  
(3) RCE= rendimientos constantes a escala.

FUENTE: Elaboración propia en base a las estimaciones de los parámetros

## Anexo 2 - Estimación de la elasticidad de la demanda de trabajo con tecnología CES

La expresión correspondiente a la función de costo de una tecnología con elasticidad de sustitución constante entre factores productivos (CES) es la siguiente:

$$C = Y^{1/\nu} [\alpha^\sigma w^{1-\sigma} + (1-\alpha)^\sigma r^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)}$$

donde  $\sigma$  y  $\nu$  son parámetros que surgen de la función de producción.

Aplicando el lema de Shephard a dicha expresión se obtiene la demanda de trabajo:

$$L^d = \frac{\partial C}{\partial w} = \alpha^\sigma w^{-\sigma} Y^{1/\nu}$$

Tomando logaritmo de surge una expresión de la demanda de trabajo lineal respecto a los parámetros de interés:

$$\ln L = \alpha' - \sigma \ln w + \varphi \ln Y$$

donde  $\alpha'$  es una constante y  $\varphi$  es  $1/\nu$ . El coeficiente que multiplica al logaritmo del salario ( $\ln w$ ) es la elasticidad de sustitución entre capital y trabajo, por lo que si además se cuenta con la información sobre la participación de la masa salarial en el valor de la producción ( $s_L$ ), se obtiene la elasticidad precio-directa de la demanda y la elasticidad precio-cruzada aplicando las definiciones (1) y (2) respectivamente. El coeficiente  $\varphi$  indica la elasticidad empleo-producto, y en el caso de que la función de producción fuera homogénea de grado 1, el coeficiente  $\varphi$  sería igual a uno. Por lo tanto, al igual que en la C-D la existencia de RCE se prueba mediante la hipótesis  $\varphi=1$ .

Se estima por lo tanto el sistema (4) considerando el residuo de la relación de largo plazo como:

$$\mu_{t-1} = \beta_1 \ln L_{t-1} - \beta_2 \ln cl_{t-1} - \beta_3 \ln y_{t-1}$$

Dado que la variable costo de uso de capital resultó significativa en todos los modelos estimados, no sería correcto excluirla de las estimaciones de los parámetros de la demanda laboral. Esto constituye una limitación para las estimaciones que parten del supuesto de una tecnología de producción CES. En efecto, no fue posible encontrar una relación de largo plazo entre las variables para el período completo suponiendo esta tecnología. Es así, que bajo esta especificación, hubo que introducir numerosas intervenciones y reducir el período de estimación, lo que sugiere resultados poco

**Cuadro A2.1 - Elasticidad empleo-costo laboral con tecnología CES (1991-2005)**

Modelo (1)	$\sigma_{LK}$	$\eta_{LL}$ (2)	Intervalo de confianza para $\eta_{LL}$	
Número de ocupados totales	0,07	0,03	0,01	0,06
Número de ocupados privados	0,07	0,03	0,01	0,06

(1) Corresponde al modelo con la restricción de exogeneidad débil de  $cl$  e  $y$

(2) Se aplica  $\eta_{LL} = -(1 - s_L) \sigma_{LK}$  suponiendo  $s_L=0,55$

FUENTE: Elaboración propia.

robustos. Sólo los modelos con *ocup1* y *ocup2* salvan las pruebas econométricas que permiten validar el modelo, por lo tanto sólo se presentan esos resultados.

En el Cuadro A2.1 y A2.2 se observa que la elasticidad empleo-costo laboral y empleo-producto suponiendo una tecnología CES es muy inferior a la estimada en una modelización sin restricción de tecnología o suponiendo una tecnología C-D.

<b>Cuadro A2.2 - Elasticidad empleo-producto con tecnología CES (1991-2005)</b>			
<b>Modelo (1)</b>	$\eta_{LY}$	<b>Intervalo de confianza</b>	
Número de ocupados totales	0,34	0,26	0,41
Número de ocupados privados	0,49	0,39	0,59

(1) Corresponde al modelo con la restricción de exogeneidad débil de *cl* y PIB

FUENTE: Elaboración propia.