



Elasticidad de la demanda de trabajo en Uruguay

Elasticity of demand for labor in Uruguay

SYLVINA PORRAS*

*Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración,
Universidad de la República (UDELAR)
sylvina@iecon.ccee.edu.uy*

ELIANA MELOGNIO

*Dirección Nacional de Energía (DNE)
Ministerio de Industria, Energía y Minería de Uruguay (MIEM)
eliana.melognio@dne.miem.gub.uy*

RESUMEN

Este estudio realiza estimaciones de la elasticidad de largo plazo de la demanda de trabajo en Uruguay (1986-2005). Se utilizó para ello el análisis de cointegración de Johansen y la modelización mediante mecanismo de corrección de error. Se encontró que la demanda de trabajo agregada es relativamente inelástica respecto al costo laboral y algo más elástica considerando sólo al trabajo dependiente privado. Es aproximadamente igual a la unidad respecto al producto en el sector privado y 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, VECM.

Clasificación JEL: J23, C32.

ABSTRACT

The objective of this research is to estimate the long-run elasticities of labour demand for Uruguay (1986-2005). The elasticities were estimated using

* Dirección Postal Joaquín Requena 1375, Código Postal 11200, Montevideo, Uruguay. Instituto de Economía (IECON), Facultad de Ciencias Económicas y de Administración (FCEyA), Universidad de la República (UDELAR).

Johansen cointegration analysis and the vector error correction model. We found that 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. It's close to unity with respect to product and the response of labour demand to change in capital cost seems to be the same as the response to change in labour cost with opposite sign.

Keywords: labour demand, long-run elasticities, cointegration, VECM.

JEL Classification: J23, C32.

I. 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.¹

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. Esta 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. Ver Hamermesh (1988) sobre las dificultades de los datos para realizar estudios de la demanda de trabajo.

1) total (incluyendo a todos los ocupados), 2) privados (quitando el empleo público), 3) dependientes privados (incluyendo solo a los asalariados del ámbito privado) y 4) 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 co-integración 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 ésta 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 II se presentan los puntos más relevantes del marco teórico, en el III la metodología, en el IV los antecedentes empíricos sobre la temática abordada, en el V el análisis de los resultados obtenidos y por último, el apartado VI resume las principales conclusiones.

II. 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:

$$L^d = L(w, r, Y) \quad (1)$$

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.

Un primer parámetro de interés para el análisis económico es la *elasticidad empleo-producto* (η_{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.

Por otra parte, la demanda laboral variará ante cambios en los precios de los factores productivos. En dicha variación influirá la facilidad o dificultad de sustituir el trabajo por otro factor cuando sus precios se modifican y el nivel de intensidad del uso de los factores productivos. Es así que, la *elasticidad empleo-costo laboral* (η_{LL}) y la *elasticidad empleo-costo del capital* (η_{LK}) dependen de la elasticidad de sustitución (σ) y del peso relativo del factor trabajo en la actividad productiva (s_L):

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

$$\eta_{LK} = (1-s_L) \sigma \quad (3)$$

η_{LL} es siempre negativa, 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).

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).

III. 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.

III.1. 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 Hammermesh (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. Partiendo de una función de costos genérica se deriva la demanda laboral aplicando el Lema de Shephard:

$$L^d = \frac{\partial C(w, r, Y)}{\partial w} = L(w, r, Y) \quad (4)$$

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

$$\ln L = \theta_1 + \theta_2 \ln w + \theta_3 \ln y + \theta_4 \ln r \quad (5)$$

Dado que las variables están en logaritmos, los parámetros θ_2 , θ_3 y θ_4 representan las elasticidades de la demanda de trabajo respecto al costo laboral, al producto y al costo de uso del capital respectivamente. El análisis del apartado anterior sobre las elasticidades implicaría que θ_2 tome un valor negativo, y que θ_3 y θ_4 sean de signo positivo. Si se parte del supuesto de una tecnología Cobb-Douglas (C-D) con dos factores productivos: trabajo (L) y capital (K),² la función de producción se expresa de la siguiente forma:

$$Y = AL^{\gamma_1} K^{\gamma_2} \quad (6)$$

siendo γ_1 y γ_2 los parámetros que expresan la participación o elasticidades de los factores productivos en el proceso de producción y A un parámetro de escala. La correspondiente función de costos sería:³

$$C(w, r, Y) = Zw^{\left(\frac{\gamma_1}{\gamma_1 + \gamma_2}\right)} r^{\left(\frac{\gamma_2}{\gamma_1 + \gamma_2}\right)} Y^{\left(\frac{1}{\gamma_1 + \gamma_2}\right)} = Zw^a r^b Y^\theta \quad (7)$$

2. Véase Varian (1992) pág. 65.

3. 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.

con $a = \frac{\gamma_1}{\gamma_1 + \gamma_2}$; $b = \frac{\gamma_2}{\gamma_1 + \gamma_2}$; $\vartheta = \frac{1}{\gamma_1 + \gamma_2}$; y Z es una constante. Dicha función es homogénea de grado uno respecto a los precios de los factores ($a + b = 1$). Aplicando el lema de Shephard y seguidamente logaritmos se obtiene una expresión lineal de la demanda de trabajo.

$$\ln L = \varphi + (a-1)\ln w + b\ln r + \vartheta \ln Y \quad (8)$$

donde $\varphi = \ln a + \ln Z$. 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 ϑ sería igual a la unidad.

Por lo tanto, la función de demanda de tipo C-D se contrasta aplicando la siguiente restricción de homogeneidad: $H_0: \theta_2 = -\theta_4$ al modelo de la demanda genérica (5). Además, la existencia de RCE se contrasta imponiendo $H_0: \theta_3 = 1$.

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.

III.2. Procedimiento de estimación

La existencia de una relación de largo plazo entre las variables 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. Previamente es necesario estudiar 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:

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

donde X_t es un vector que contiene a todas las variables del modelo, en nuestro caso: 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, todas expresadas en logaritmos. μ es un vector de constantes, D_t contiene un conjunto de variables dummies (estacionales e intervenciones), k el número de retardos de las variables incluidas en el modelo y Γ_i los coeficientes de las relaciones de corto

plazo entre las variables con $i=1,2,\dots,k$. Si las variables están cointegradas, la modelización VECM arrojará relaciones estacionarias entre ellas, las que quedarán expresadas en el sumando ΠX_{t-1} . A priori, se espera encontrar una sola relación de largo plazo entre estas variables.

La matriz Π , que es una matriz $n \times n$, con n igual al número de variables del modelo, es la que contiene la información relevante para este estudio. Esta matriz es igual a $\alpha\beta'$ en la medida que su rango (r) sea menor a n . La matrices β y α 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 los coeficientes que reflejan las dinámicas de ajuste de corrección del error de las variables en el corto plazo hacia esa/s relación/es de equilibrio. (r) indica el número de relaciones de cointegración, por ello el test de cointegración de Johansen⁴ 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. Para ello se eligió k con el criterio del mínimo valor de los indicadores de Akaike y Schwarz de la modelización VECM. Para todos los modelos la elección fue $k=1$ con ambos criterios. 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:

$$\begin{array}{l}
 \Delta \ln L_t = c_1 + \alpha_1(\mu_{t-1}) + \delta_{1L} \Delta \ln L_{t-1} + \delta_{2L} \Delta \ln cl_{t-1} \\
 \quad + \delta_{3L} \Delta \ln Y_{t-1} + \delta_{4L} \Delta \ln ck_{t-1} + \Phi_L D_t + \varepsilon_{1t} \\
 \Delta \ln cl_t = c_2 + \alpha_2(\mu_{t-1}) + \delta_{1cl} \Delta \ln L_{t-1} + \delta_{2cl} \Delta \ln cl_{t-1} \\
 \quad + \delta_{3cl} \Delta \ln Y_{t-1} + \delta_{4cl} \Delta \ln ck_{t-1} + \Phi_{cl} D_t + \varepsilon_{2t} \\
 \Delta \ln Y_t = c_3 + \alpha_3(\mu_{t-1}) + \delta_{1y} \Delta \ln L_{t-1} + \delta_{2y} \Delta \ln cl_{t-1} \\
 \quad + \delta_{3y} \Delta \ln Y_{t-1} + \delta_{4y} \Delta \ln ck_{t-1} + \Phi_y D_t + \varepsilon_{3t} \\
 \Delta \ln ck_t = c_4 + \alpha_4(\mu_{t-1}) + \delta_{1ck} \Delta \ln L_{t-1} + \delta_{2ck} \Delta \ln cl_{t-1} \\
 \quad + \delta_{3ck} \Delta \ln Y_{t-1} + \delta_{4ck} \Delta \ln ck_{t-1} + \Phi_{ck} D_t + \varepsilon_{4t}
 \end{array} \quad (10)$$

Siendo c_i una constante con i correspondiente a la ecuación 1, 2, 3 o 4 del sistema, δ la matriz que contiene a los coeficientes de las relaciones de corto plazo entre las variables, $\mu_{t-1} = \beta_1 \ln L_{t-1} + \beta_2 \ln cl_{t-1} + \beta_3 \ln Y_{t-1} + \beta_4 \ln ck_{t-1}$

4. Enders (1995).

los residuos de la relación de largo plazo, con $\beta_1 = 1$ y los α_i los coeficientes de la dinámica de ajuste de las variables a la relación de largo plazo. El modelo estima los coeficientes de la relación de largo plazo, por lo tanto esta ecuación es la que contiene la información relevante para esta investigación, ya que estima los parámetros de interés correspondientes a la ecuación de demanda de trabajo del modelo (5).⁵

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 β y de los α . Probar la significación de los β 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 α 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 α que resulte significativo⁶ debe ser menor que la unidad y de signo contrario al del β 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.

III.3. 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 sujeta 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 privados – *ocup3* (incluyendo sólo a los asalariados del ámbito privado) y 4) dependientes privados con 30 horas o

5. El parámetro β_2 correspondería a θ_2 del modelo (5), y β_3 y β_4 a θ_3 y θ_4 respectivamente.

6. El α correspondiente a la variable a explicar, en este caso $\ln L_t$, debe resultar significativo y de signo negativo.

más – *ocup4* (excluyendo a los asalariados del ámbito privado con menos de 30 horas de trabajo).⁷

La variable *costo laboral* (*cl*) corresponde al salario nominal más las erogaciones que realiza el empleador (aportes patronales a la seguridad social e impuestos patronales sobre las remuneraciones). En los microdatos de la ECH se obtiene la información del ingreso líquido de las personas ocupadas, por lo tanto, para tener una medida sobre los ingresos nominales, en base a la información de leyes y decretos hay que sumar a los ingresos líquidos los descuentos que le fueron realizados al trabajador en términos de aportes a la seguridad social e impuestos y la carga de aportes patronales.

Esto presenta algunos problemas que implica tomar alguna decisión al respecto. En primer lugar, cuando se analizan las categorías más agregadas de ocupados como lo son *ocup1* y *ocup2* se presenta el problema de la gran heterogeneidad de los ocupados dado que incluyen también a patrones y trabajadores por cuenta propia con y sin local además de los trabajadores dependientes, de los cuales no es posible conocer en todos los casos los aportes que realizan ni si están en condiciones de formalidad, es decir si están registrados en la seguridad social, para la mayoría del período de análisis. Por lo cual en estos dos casos se optó por utilizar el promedio de las remuneraciones líquidas de los ocupados como proxy del costo laboral.

Para las demás categorías de ocupados que incluyen sólo trabajadores dependientes corresponde agregar los descuentos y el costo patronal sólo a las remuneraciones líquidas de los ocupados dependientes formales. Esta información está disponible en las ECH a partir de 2001 y entre 1991 y 2001 es posible identificar de forma indirecta a las personas ocupadas en esa condición a partir de la cobertura de salud (DISSE). Por lo tanto, entre 1986 y 1990 no se cuenta con la información de quiénes son formales e informales. Dado este problema, para la construcción de la serie de costo laboral del 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 debido a que son la gran mayoría (en el entorno de 70%). El problema asociado a esta decisión es el de sobredimensionar el costo laboral para aquellos empleadores que por mantener a los trabajadores en condiciones de informalidad no sufren de las

7. 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.

variaciones de los costos asociadas a cambios en las normativas de aportes patronales. Como forma de evaluar el margen de error del criterio utilizado para el período completo, se estimaron los modelos para las categorías 3 y 4 de ocupados para el período 1991-2005 en el cual se puede identificar, aunque indirectamente para parte del período, a los trabajadores formales.⁸ Para ello, se 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.

Cabe señalar igualmente, que el método de estimación que se utiliza requiere de variables serie de tiempo, que en el caso de la variable *cl* implica que el valor que toma en cada momento del tiempo es el promedio de los costos laborales de los ocupados, y por lo tanto, muchas de las diferencias que puedan existir entre los costos respecto a trabajadores formales e informales por uno u otro criterio se pierden o se compensan al calcular el promedio y reducen el margen de error de haber optado por una u otra alternativa de cálculo de dicha variable.

Se utilizó el índice de precios al consumo (IPC) del INE para deflactar las series y expresarlas en términos reales.

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 trabajos⁹ se optó por utilizar para su cálculo el enfoque que aparece en Romer (2002):

$$ck_t = \left[r_t + \nu - \frac{p_{t+1}^e(k) - p_t(k)}{p_t(k)} \right] \times [1 - \tau_t f_t] p_t(k) \quad (11)$$

8. 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.

9. Martínez, Morales y Valdés (2001) utilizan este cálculo para el estudio de la demanda laboral en Chile.

$p_t(k)$ 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 (v) 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. τ_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 1.¹⁰

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.

IV. EVIDENCIA EMPÍRICA PREVIA

Hamermesh (1993) realizó una exhaustiva recopilación y resumen de diversas investigaciones sobre la demanda laboral de países desarrollados y otra algo más reciente sobre América Latina (Hamermesh, 2004).¹¹ En ambas recopilaciones se observa que los valores estimados respecto a la elasticidad empleo-costo laboral varían entre países, períodos, especificaciones y nivel de agregación. Sin embargo, Hamermesh concluye que dicha elasticidad para la economía agregada toma el signo esperado (negativo), y en la mayoría de los casos en el largo plazo su valor oscila entre 0,15 y 0,75 en valor absoluto y afirma que una estimación puntual de este parámetro en 0,3 no sería una estimación muy equivocada.

Para el caso de la elasticidad empleo-producto, Hamermesh (1993) presenta los resultados de estimaciones para diversos países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). Se observa que en general dicha elasticidad es inferior a la unidad y que exceptuando el caso de Japón cuyo valor estimado para la economía agregada indica una demanda laboral prácticamente inelástica (0,03), para el resto oscila entre 0,2 y 0,71 y cuando se estima para la industria manufacturera dichas estimaciones toman valores algo más elevados (entre 0,28 y 0,98).

10. 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.

11. En Hamermesh (2004) se resumen trabajos realizados por diversos autores para Barbados, Brasil, Colombia, Chile, México, Perú y Uruguay.

Algunos trabajos definen a priori una o varias especificaciones concretas de función de producción para estimar las elasticidades de la demanda laboral, mientras que otros parten de una función de costos genérica que bajo el cumplimiento del lema de Shephard y aplicando logaritmos estiman una función de demanda sin una estructura determinada.

En el primer grupo se encuentra el trabajo de Pessino y Gill (1996) para Argentina en el que se analizan las elasticidades suponiendo diversas funciones de producción (Cobb Douglas, CES, Leontief y Trascendental Logarítmica). Rojas (1987) por su parte, con una especificación Cobb-Douglas estima los parámetros para el caso de Santiago de Chile, y Bernal y Cárdenas (2003) a partir de una especificación de la función de costos de tipo Leontief Generalizada estiman los parámetros de interés para Colombia. En cuanto a los resultados se observa que las estimaciones de la elasticidad empleo-costo laboral para Argentina y Colombia no difieren significativamente: en el primer caso rondan en el entorno de 0,3 y 0,73 en valor absoluto y en el segundo entre 0,37 y 0,52, o sea que se ubican dentro de valores que Hamermesh (1993) resume. Respecto a la elasticidad empleo-producto los valores para Argentina resultaron mucho menores que para Colombia. En este último caso dicha elasticidad toma valores entre 0,6 y casi 2,¹² mientras que para Argentina, cuando no se la restringe al cumplimiento de elasticidad unitaria (C-D), se ubica en niveles inferiores a 1. Por su parte, las estimaciones para Chile implican una demanda laboral más elástica que la de Colombia y Argentina sobre todo en lo que respecta a su reacción de largo plazo en relación a las variaciones del costo laboral (-1,15). Rojas (1987) argumenta que los valores estimados resultaron más elevados que los presentados en otros trabajos para Chile, debido a la aplicación de una adecuada definición de la variable “ocupados” que sólo toma en cuenta a lo que dieron llamar “empleo productivo”, el cual no incluye a los ocupados por programas de emergencia, los cuales evolucionan de acuerdo a otros parámetros.

En el segundo grupo se encuentran las investigaciones de Montoya y Navarro (1996) para Argentina, Martínez et al. (2001) para Chile e Isaza y Mesa (2004) para la economía colombiana. En los trabajos para Argentina y Colombia las funciones estimadas sólo incluyen al costo laboral y al producto (no incluye el precio del capital) como variables explicativas y en algunas estimaciones se incluye también a la variable dependiente rezagada. En esos casos se estiman las elasticidades de corto y de largo plazo. En el estudio para Chile la función de demanda de trabajo se deriva de una función de costos genérica

12. El valor más alto corresponde al trabajo calificado y el menor al trabajo total.

cuyos factores productivos son el trabajo, el capital y un bien intermedio. Los resultados obtenidos para los tres países se ubican en valores relativamente cercanos. Las elasticidades empleo-producto de largo plazo arrojan valores entre 0,6 y 0,78 y las de empleo-costo laboral entre 0,22 y 0,5 en valor absoluto.

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.

Para el caso de Uruguay se encontraron tres trabajos, que con objetivos diferentes a los de esta investigación, arrojan alguna evidencia sobre los principales parámetros de la demanda laboral. Dos de ellos fueron realizados por Cassoni (1999a¹³ y 1999b), quien estima los parámetros de la demanda de trabajo de la industria manufacturera uruguaya. En el primero analiza la sindicalización y el empleo en Uruguay bajo diferentes regímenes de negociación salarial por lo cual estima la demanda laboral entre 1975 y 1997 con un quiebre en 1985 que es cuando se reinstala en el país la negociación tripartita de salarios. 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 considerando al factor trabajo como homogéneo y el vinculado a la producción. Observa que ante el cambio institucional la demanda de trabajo se vuelve menos elástica. 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 Cassoni (1999b) el estudio se centra en la elasticidad de sustitución entre capital y trabajo en el período 1985-1997 en la industria. Estima el modelo con datos de la encuesta industrial y de la ECH del INE. Con los datos de la encuesta industrial deduce que 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.

La tercera investigación es de Amarante (2000) quien 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

13. Los resultados del trabajo de Cassoni (1999a) fueron publicados también en otro trabajo por Allen et al. (2004).

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.

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. En el caso concreto de Uruguay dicha elasticidad sería menor que uno pero solo levemente mayor a 0,5.

Respecto a la elasticidad empleo-costos laborales, 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 (1999b) se encuentran dentro de los valores resumidos por Hamermesh (2004).

V. 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 (Tabla A1 del Anexo).¹⁴ 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. 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. (Tabla A2 del Anexo).

14. Los detalles de las estimaciones econométricas pueden ser solicitados a las autoras.

Por su parte, todas las variables incluidas en la relación resultaron significativas y forman parte del equilibrio de largo plazo, dado que se rechazó en los cuatro modelos la hipótesis que $\beta_i = 0$ (con $i = 1, 2, 3$ y 4).

La variable $\ln L_t$ 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 α 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 imponiendo la siguiente restricción: $\alpha_2 = \alpha_3 = 0$

En el caso del costo de uso de capital, el coeficiente α_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.¹⁵

Seguidamente se pasó a estimar los parámetros con restricciones en los modelos. Como se indicó anteriormente, dado que en todos los casos α_2 y α_3 resultaron no significativos, se volvieron a estimar los coeficientes imponiendo la condición de $\alpha_2 = \alpha_3 = 0$. Además, las hipótesis que se contrastan son las de RCE ($\beta_3=1$) y la de homogeneidad $\beta_3 = \beta_4$, 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 α_1 resultó no significativo al imponer esta restricción). Por su parte, no se rechaza la restricción de homogeneidad (p -valor = 0,29 y α_1 significativo).

15. 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.

Ello implica que la tecnología de producción subyacente en la economía en su conjunto sería del tipo C-D, aunque sin rendimientos constantes a escala.¹⁶

Modelo ocupados privados (ocup2) y privados dependientes con 30 horas o + (ocup4): 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 (ocup3): Si bien era de esperar que en este caso se cumpliera también la restricción de homogeneidad dado que se cumple para ocup2 y ocup4 (privados), los coeficientes β_2 y β_4 resultaron aparentemente diferentes en valor absoluto, por lo cual se rechaza la restricción de homogeneidad al 5% si bien no al 1%.¹⁷ 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 *ocup3* y *ocup4*. 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 (Tabla A3 del Anexo).

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.

16. 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.

17. Problemas con las series (presencia de outliers) pueden estar detrás de estos resultados.

Tabla 1 : Elasticidad empleo-producto de largo plazo (η_{LY})

| | η_{LY} | Intervalo de confianza 95% | |
|------------------------------------|-------------|-------------------------------|-------|
| Sin restricciones (1) | | | |
| Totales | 0,683 | 0,593 | 0,772 |
| Privados | 1,023 | 0,911 | 1,136 |
| Privados dependientes | 1,115 | 0,930 | 1,301 |
| Privados dependientes 30 hs o más | 1,091 | 0,861 | 1,321 |
| Restricción de homogeneidad | | | |
| Totales | 0,688 | 0,598 | 0,777 |
| Privados | 1,049 | 0,926 | 1,172 |
| Privados dependientes 30 hs o más | 1,150 | 0,900 | 1,400 |
| Restricción de RCE (2) | | | |
| Privados | 1 | | |
| Privados dependientes | 1 | | |
| Privados dependientes 30 hs o más | 1 | | |

(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 el Tabla 1 se resumen los resultados de las estimaciones de la elasticidad *empleo-producto*. 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.

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.¹⁸

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.

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 (Tabla 2). 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.

18. El valor mínimo del intervalo de confianza se ubicó levemente por encima de 0,53.

**Tabla 2 : Elasticidad empleo-costo laboral de largo plazo (η_{LL})
(elasticidades en valor absoluto)**

| | η_{LL} | Intervalo de confianza 95% | |
|---|-------------|-------------------------------|-------|
| Sin restricciones (1) | | | |
| Totales | 0,110 | 0,037 | 0,183 |
| Privados | 0,132 | 0,050 | 0,215 |
| Privados dependientes | 0,171 | 0,036 | 0,305 |
| Privados dependientes 30 hs o más | 0,211 | 0,045 | 0,377 |
| Restricción de homogeneidad | | | |
| Totales | 0,129 | 0,095 | 0,164 |
| Privados | 0,198 | 0,151 | 0,245 |
| Privados dependientes 30 hs o más | 0,317 | 0,212 | 0,422 |
| Restricción de RCE (2) | | | |
| Privados | 0,124 | 0,051 | 0,196 |
| Privados dependientes | 0,114 | 0,017 | 0,212 |
| Privados dependientes 30 hs o más | 0,172 | 0,045 | 0,299 |
| Restricción de homogeneidad + RCE (2) | | | |
| Privados | 0,178 | 0,146 | 0,211 |
| Privados dependientes 30 hs o más | 0,254 | 0,190 | 0,317 |
| (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. | | | |

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.¹⁹ Las estimaciones para los ocupados que incluyen a los no dependientes (totales y privados), son menores que para los que incluyen solamente a los dependientes.

19. Sólo la categoría de ocupados totales no cumple con la restricción de RCE.

1 **Tabla 3: Elasticidad empleo-costo de uso del capital de largo plazo (η_{LK})**

| | η_{LK} | Intervalo de confianza 95% | |
|--|-------------|-------------------------------|-------|
| Sin restricciones (1) | | | |
| Totales | 0,131 | 0,096 | 0,166 |
| Privados | 0,197 | 0,151 | 0,242 |
| Privados dependientes | 0,286 | 0,210 | 0,362 |
| Privados dependientes 30 hs o más | 0,302 | 0,206 | 0,399 |
| Restricción de homogeneidad | | | |
| Totales | 0,129 | 0,095 | 0,164 |
| Privados | 0,198 | 0,151 | 0,245 |
| Privados dependientes 30 hs o más | 0,317 | 0,212 | 0,422 |
| Restricción de RCE (2) | | | |
| Privados | 0,187 | 0,153 | 0,222 |
| Privados dependientes | 0,235 | 0,185 | 0,285 |
| Privados dependientes 30 hs o más | 0,264 | 0,199 | 0,330 |
| Restricción de homogeneidad + RCE (2) | | | |
| Privados | 0,178 | 0,146 | 0,211 |
| Privados dependientes 30 hs o más | 0,254 | 0,192 | 0,316 |

(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

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.²⁰

20. 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 resultados muestran que las elasticidades no difieren significativamente tomando una u otra serie como costo laboral. Ver Cuadro A.3 en Anexo.

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 (Tabla 3). 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.

VI. 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 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.

VII. 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.
- Bucheli, M. (2004). "Uruguay: La cobertura de la seguridad social en el empleo, 1991-2002". En *Protección social y mercado laboral*, Fabio Bertranou (editor). 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.
- 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.
- 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.
- Montoya, S. y Navarro, L. (1996) "La demanda de trabajo en Argentina". Publicación disponible en 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.
- 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.
- Varian, H. (1992) *Análisis Microeconómico*, 3ª Edición. Antoni Bosch, editor, S.A.

VIII. ANEXO

Tabla A1: 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% |
| Número de ocupados | | | | | | | |
| ln Locup1 | -2,228 (0,1981) | CCST | no | no | -9,921 (0,000) | SCST | si |
| ln Locup2 | -2,035 (0,2714) | CCST | no | no | -9,258 (0,000) | SCST | si |
| ln Locup3 | -2,350 (0,1594) | CCST | no | no | -3,732 (0,000) | SCST | si |
| ln Locup4 | -3,007 (0,0390) | CCST | si | no | -4,156 (0,000) | SCST | si |
| Costo laboral | | | | | | | |
| ln clocup1 | -1,647 (0,4539) | CCST | no | no | -9,025 (0,000) | SCST | si |
| ln clocup2 | -1,636 (0,4595) | CCST | no | no | -9,650 (0,000) | SCST | si |
| ln clocup3 | -1,700 (0,4275) | CCST | no | no | -9,919 (0,000) | SCST | si |
| ln clocup4 | -1,707 (0,4239) | CCST | no | no | -9,588 (0,000) | SCST | si |
| ln cl_2ocup3 | -0,425 (0,8976) | CCST | no | no | -7,444 (0,000) | SCST | si |
| ln cl_2ocup4 | -0,402 (0,9016) | CCST | no | no | -6,976 (0,000) | SCST | si |
| Producto interno bruto | | | | | | | |
| ln y | -1,421 (0,5675) | CCST | no | no | -2,353 (0,019) | SCST | si |
| Costo de uso del capital | | | | | | | |
| 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 constante ni tendencia.

Fuente: Elaboración propia

Tabla A2: Autocorrelación y normalidad de los residuos y cointegración entre las variables del modelo

| Modelos con número de ocupados: | | | | |
|--|------------------------|-----------------|------------------------------|--------------------------------------|
| | Totales | Privados | Privados dependientes | Privados dependientes 30 hs + |
| Autocorrelación | | | | |
| | 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 |
| Normalidad (1) (2) | | | | |
| | 0,54 | 0,47 | 0,04 | 0,03 |
| Test de cointegración de Johansen (3) | | | | |
| Al 1% | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Al 5% | 1 | 1 | 1 | 1 |

(1) Los valores corresponden al p-valor del estadístico asociado a H_0 de ausencia de autocorrelación.

(2) Opción Cholesky.

Fuente: Elaboración propia

Tabla A3: Elasticidad de la demanda de trabajo, período reducido (1991-2005) distinguiendo según definición de costo laboral (1)

| | Elasticidad empleo-producto | | Elasticidad empleo-costo laboral | |
|--|-----------------------------|------------------------|----------------------------------|------------------------|
| | η_{Y} | Intervalo de confianza | η_{L} | Intervalo de confianza |
| Sin restricciones (2) | | | | |
| Privados dependientes | <i>cl</i> | 0,90 | 1,68 | -0,03 |
| | <i>cl_2</i> | 0,94 | 1,82 | -0,04 |
| Privados dependientes 30 hs + | <i>cl</i> | 0,81 | 1,56 | 0,06 |
| | <i>cl_2</i> | 0,94 | 1,88 | 0,07 |
| Restricción de RCE (3) | | | | |
| Privados dependientes | <i>cl</i> | 1,00 | 0,05 | -0,03 |
| | <i>cl_2</i> | 1,00 | 0,06 | -0,04 |
| Privados dependientes 30 hs + | <i>cl</i> | 1,00 | 0,15 | 0,05 |
| | <i>cl_2</i> | 1,00 | 0,17 | 0,06 |
| Restricción de homogeneidad | | | | |
| Privados dependientes 30 hs + | <i>cl</i> | 0,89 | 1,15 | 0,11 |
| | <i>cl_2</i> | 1,05 | 1,38 | 0,13 |
| Restricción de homogeneidad + RCE (3) | | | | |
| Privados dependientes 30 hs + | <i>cl</i> | 1,00 | 0,22 | 0,18 |
| | <i>cl_2</i> | 1,00 | 0,21 | 0,17 |

(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

Tabla A3: Elasticidad de la demanda de trabajo, período reducido (1991-2005) distinguiendo según definición de costo laboral (1) - (continuación)

| | Elasticidad empleo-costo uso capital | |
|--|--------------------------------------|------------------------|
| | η_{LK} | Intervalo de confianza |
| Sin restricciones (2) | | |
| 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 |
| Restricción de RCE (3) | | |
| 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 |
| Restricción de homogeneidad | | |
| Privados dependientes 30 hs + | <i>cl</i> 0,18 | 0,11 0,26 |
| | <i>cl_2</i> 0,23 | 0,13 0,32 |
| Restricción de homogeneidad + RCE (3) | | |
| 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 in-criptos 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

