

DEMANDA POR TRABAJO AGRÍCOLA EN CHILE: UN ENFOQUE DE COINTEGRACIÓN

Agricultural labor demand in Chile: a cointegration approach

Rodrigo Saens N.^{1*}, Germán Lobos A.¹, Edinson Rivera A.²

ABSTRACT

International evidence shows that the positive relationship between product and agricultural labor has weakened during the last 30 years, especially in emergent economies. Chilean agriculture has not been left out of this phenomenon. The main purpose of this research was to estimate the causality relationships that govern the product, employment and salaries in the Chilean silviculture-agricultural-livestock sector, using a cointegration approach. Quarterly data from the 1996-2005 period were employed to estimate agricultural labor demand. A Cobb-Douglas agricultural production function was employed and from it were derived the minimum cost function and the labor demand as bases of this study; the latter was approximated log-linearly to find different measures of elasticity. The main results show that the estimated demand for agricultural labor has long-run employment-product and employment-salary elasticities of 0.38 and -0.88, respectively. An important conclusion suggests that, compared with the employment-product and employment-salary elasticities of labor demand on the aggregated level, agricultural employment in the long run results less sensitive to changes in the product, but more sensitive to changes in salaries.

Key words: agricultural labor, Cobb-Douglas, employment-product elasticity, employment-salary elasticity.

RESUMEN

La evidencia internacional muestra que la relación positiva entre producto y empleo agrícola se ha debilitado en los últimos 30 años, especialmente en economías emergentes. La agricultura en Chile no ha estado al margen de este fenómeno. El objetivo principal de esta investigación fue estimar las relaciones de causalidad que rigen al producto, el empleo y los salarios en el sector silvoagropecuario chileno, utilizando un enfoque de cointegración. Para la estimación de la demanda por trabajo agrícola se utilizaron

¹ Universidad de Talca, Facultad de Ciencias Empresariales, 2 Norte 685, Casilla 721, Talca-Chile. Email rsaens@utalca.cl, globos@utalca.cl * Autor para correspondencia

² Asistente de Investigación, Universidad de Talca, Chile.

Recibido: 26 octubre 2007.

Aceptado: 17 marzo 2008.

datos trimestrales del período 1996 a 2005. Se utilizó una función de producción agrícola tipo Cobb-Douglas, a partir de la cual se derivó la función de costo mínimo y la demanda por trabajo base de este estudio; esta última se aproximó log-linealmente para encontrar distintas medidas de elasticidades. Los principales resultados muestran que la demanda por trabajo agrícola estimada presenta elasticidades empleo-producto y empleo-salario de largo plazo de 0,38 y -0,88, respectivamente. Una importante conclusión sugiere que, comparado con las elasticidades empleo-producto y empleo-salario de la demanda por trabajo a nivel agregado, el empleo agrícola en el largo plazo resulta ser menos sensible a cambios en el producto, pero más sensible a cambios en salarios.

Palabras clave: empleo agrícola, Cobb-Douglas, elasticidad empleo-producto, elasticidad empleo-salario.

INTRODUCCIÓN

Un punto central en la teoría neoclásica es que la demanda por trabajo se vincula de manera directa con el producto agregado: si la economía crece, el empleo aumenta. La evidencia internacional muestra, sin embargo, que la relación positiva entre producto y empleo agrícola se ha debilitado en los últimos 30 años, especialmente en economías emergentes. De acuerdo a Klein (1992) y Reardon *et al.* (2001), en las décadas de los setenta y ochenta, el empleo agrícola en los países latinoamericanos disminuyó a casi la mitad; según Dirven (2004) dicha caída se intensificó en los noventa.

La agricultura en Chile no ha estado al margen de este fenómeno. Como señala Domínguez (2006), la participación del empleo agrícola dentro del empleo total chileno ha disminuido de un 19% en 1990 a un 13,8% en 2004. Un análisis sencillo de los datos actuales indica que esta caída se ha acentuado en los últimos 2 años. A diciembre de 2006, la participación promedio anual del empleo agrícola dentro del empleo total de Chile alcanzaba sólo un 12,6%. Es más, mientras el producto agrícola aumentó en 16 años en poco más de un 130%, creciendo durante el período 1990-2006 a una tasa anual de un 5,4%, el empleo del sector se mantuvo estable alrededor de las 800 mil personas.

Existen diversas hipótesis para explicar lo que en la literatura se conoce como una disminución en la elasticidad empleo-producto. Según Weller (2000) el debilitamiento en esta relación sería permanente y estructural, teniendo como causa subyacente un cambio tecnológico ahorrador de trabajo: la función de producción se haría más intensiva en capital con el tiempo debido a la mecanización de las tareas agrícolas.

Una segunda hipótesis que explica el debilitamiento entre actividad agrícola y empleo es que ésta podría ser ocasionada por una disminución temporal en el precio relativo del capital respecto al trabajo. En efecto, de acuerdo a los resultados encontrados por Martínez *et al.* (2001), la disminución de la elasticidad empleo-producto en la economía chilena -a nivel agregado y que supone otros factores constantes- no sería permanente ni estructural, sino que sólo transitoria, pudiendo explicarse perfectamente por el aumento que ha experimentado en los últimos años el salario respecto al precio del capital y otros insumos. Así, por ejemplo, si la importante caída en las tasas de interés que ha experimentado la economía chilena en los últimos años no se repitieran en el futuro, la fase creciente del ciclo debería nuevamente traer consigo un aumento en la elasticidad empleo-producto, sin modificar la tasa de desempleo natural de la economía.

En Chile existe una amplia literatura sobre el mercado laboral, en particular sobre demanda por trabajo. Eyzaguirre (1981), Riveros y Arrau (1984) y Paredes y Riveros (1993), por ejemplo, estiman una demanda por trabajo con datos provenientes del sector manufacturero. Marcel (1987), Rojas (1987) y Meller y Labán (1987) realizan igual ejercicio usando datos de empleo a nivel agregado. Los resultados de dichos trabajos son, sin embargo, bastante heterogéneos. Una causa podría ser la escasa disponibilidad de datos; otra, como discuten Martínez *et al.* (2001), la ausencia de relaciones de cointegración que impliquen que algunas de las demandas estimadas sean sólo espurias.

El presente estudio fue un primer paso para explorar las causas que subyacen a la caída que ha experimentado en los últimos 16 años la participación del empleo agrícola en el empleo total de la economía. El principal objetivo fue estimar las relaciones de causalidad que rigen al producto, el empleo y los salarios en el sector silvo-agropecuario chileno. Un factor que hace particular el mercado laboral de este sector es la tendencia de las últimas dos décadas a mecanizar las labores agrícolas, lo que permite estudiar el efecto que tiene sobre el mercado laboral chileno un eventual cambio tecnológico ahorrador de trabajo.

MATERIALES Y MÉTODOS

El modelo

La demanda por trabajo se deriva de una función de producción agrícola, que depende de la inclusión de dos factores productivos, capital y trabajo, la cual se expresa como:

$$y = y(K, L) \quad [1]$$

donde y = nivel de producción agrícola, K = cantidad de capital y L = cantidad de trabajo. El problema de minimización de costos de cada empresario agrícola está dado por la ecuación restringida:

$$c(w, y) = \min_{K, L} wL + rK, \text{ sujeta a: } y = y(L, K) \quad [2]$$

donde c = costo total de producción expresado en \$; w = costo de la mano de obra (salario) expresado en \$ h^{-1} y r = costo de oportunidad del capital expresado en \$ h^{-1} .

De la condición de primer orden de este problema de minimización restringida, se puede obtener la demanda por trabajo (L^d) que minimiza el costo total $c(w, r)$, condicional al nivel de producto (y), como:

$$L^d = L^d(w, r, y) \quad [3]$$

Si, por ejemplo, la función de producción agrícola fuese Cobb-Douglas:

$$y = K^\alpha L^\beta \quad [4]$$

donde α y β son constantes. La demanda por trabajo estaría dada por la expresión:

$$L^d(y, w, r) = \left(\frac{\beta r}{\alpha w}\right)^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} y^{\frac{1}{\alpha+\beta}} \quad [5]$$

Aplicando logaritmo natural a ambos lados de [5], es fácil ver que para esta forma funcional específica la elasticidad empleo-producto (ϵ_{LY}) está dada por: $\epsilon_{LY} = 1/(\alpha + \beta)$. La elasticidad empleo-producto mide

el cambio porcentual en la cantidad de empleo frente a un cambio porcentual en el nivel de producto. No sabemos, sin embargo, cuál es la “verdadera” función de producción agrícola. Lo que sí observamos en la práctica son los niveles de contratación de factores de trabajo y capital que en un escenario competitivo minimizan el costo total de producción.

$$c^* = wL^* + rK^* \quad [6]$$

donde L^* y K^* representan los niveles óptimos de contratación de trabajo y capital que permiten obtener la función de costo mínimo, representado por c^* .

Se puede aplicar el lema de Shepard (Nicholson, 1997) para rescatar la función de demanda por trabajo (L^d) a partir de la función de costo mínimo c^* :

$$L^d(y, w, r) = \frac{\partial c \times (y, w, r)}{\partial w} \quad [7]$$

Siguiendo a Hamermesh (1993) y a Martínez *et al.* (2001), se aproxima log-linealmente la expresión [7] para encontrar la ecuación de demanda por trabajo base de este estudio:

$$\log L^d = a_0 + a_1 \log Y + a_2 \log w + a_3 \log r \quad [8]$$

donde a_1 , a_2 y a_3 representan las elasticidades empleo-producto, empleo-salario y empleo-costo de capital de la demanda por trabajo, respectivamente.

El costo de capital en el período t (r_t) está determinado por aquel propuesto por Romer (2005) y utilizado también por Bustos *et al.* (1998) y Martínez *et al.* (2001):

$$r_t = \left\langle i_t - \pi_t + \delta - \frac{p_{t+1}^e - p_t(k)}{p_t(k)} \right\rangle * p_t(k) \quad [9]$$

donde $i_t - \pi_t$ representa la tasa de interés real para el período t ; esto es, de acuerdo a la ecuación de Fisher (1930), la diferencia entre la tasa de interés nominal (i_t) y la tasa de inflación π_t . El coeficiente δ es la tasa de depreciación, $p_t(k)$ es el precio relativo del capital y $\langle p_{t+1}^e - p_t(k) \rangle / p_t(k)$ es la ganancia de capital esperada por mantener capital durante el período t .

Datos

Para la estimación de la demanda por trabajo a nivel agregado, se utilizaron datos trimestrales del período primer trimestre (1990:1) a 2005 cuarto trimestre (2005:4). Las series de empleo y salarios (índice nominal de remuneraciones deflactado por el Índice de Precios al Consumidor, IPC) provienen del Instituto Nacional de Estadísticas (INE, 2007a; 2007b) y aquella correspondiente al producto interno bruto se obtuvo del Banco Central (2007).

En el caso de la demanda por trabajo agrícola, debido a la no disponibilidad del deflactor del Producto Interno Bruto (PIB) silvoagropecuario para el período de 1990:1 a 1995:4, se utilizan datos trimestrales para el período 1996:1 a 2005:4. La serie del PIB silvoagropecuario proviene del Banco Central (2007) y la de empleo agrícola del INE (2007a). No se utilizaron datos de 2006 en adelante debido a que las diferencias metodológicas que introdujo el INE en la encuesta de empleo en dicho año hacen imposible aún establecer un método adecuado de empalme.

Para el caso del costo de capital, se consideró, al igual que Martínez *et al.* (2001), la tasa de interés de colocación del sistema financiero reportada por el Banco Central para operaciones de 90 días a 1 año (base 360 días), deflactada por la inflación en 12 meses. Asumimos, además, una tasa de depreciación anual del 10%, y como *proxy* del precio del capital la razón entre el deflactor de la formación bruta de capital fijo y el deflactor del PIB, tanto a nivel agregado como para el sector agrícola. Como una forma de evitar la volatilidad de la serie de ganancia de capital efectiva, en ambos casos -agrícola y agregado- se estimó la ganancia de capital esperada como el promedio móvil de cuatro trimestres.

Al usar datos trimestrales, eventualmente puede existir una relación de dependencia entre la variable en estudio y la estación del año en que se efectúa la medición. Debido a la naturaleza propia del clima, la estacionalidad es particularmente fuerte en series económicas que provienen de la agricultura. Por ejemplo, Troncoso y Lobos (2004) encuentran que en el caso de frutas y hortalizas la estacionalidad influye, incluso, en los márgenes de comercialización mayorista de Santiago de Chile.

Para obtener una señal más limpia de la tendencia que guía los niveles de empleo, producto y salarios, se removió la estacionalidad de las series con el Método de Promedios Móviles. Aunque no se encuentra exenta de limitaciones, la técnica empleada, además de ser simple, posee algunas características que de acuerdo a Soto (2002), son deseables en cualquier método de desestacionalización: que al aplicar el método a la serie desestacionalizada no se obtengan nuevos factores estacionales (característica de idempotencia), que se preserve el promedio de la serie original, y que los componentes estacionales sean

ortogonales entre sí. No se desestacionaliza mediante el uso de variables dicotómicas pues dicho método asume que la estacionalidad es un fenómeno determinístico y, asimismo, como apunta Abeyasinghe (1994), el método de las *dummies* puede inducir a correlaciones espurias entre las series ya desestacionalizadas.

Pruebas de raíz unitaria

Para determinar la existencia de raíces unitarias en cada una de las series (x_t) se utilizaron dos procedimientos: (a) prueba ampliada de Dickey y Fuller (1984), y (b) prueba de raíz unitaria de Phillips y Perron (1988). Para aplicar el test de Dickey y Fuller, la ecuación [10] incluye rezagos de la variable x_t con el objeto de controlar la autocorrelación serial del error, esto es:

$$\Delta x_t = \beta_1 + \beta_2 t + \lambda x_{t-1} + \alpha_1 \sum_{i=1}^m \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad [10]$$

donde ε_t es el término aleatorio (“ruido blanco”) que se asume sigue una distribución normal. Para detectar la existencia de raíz unitaria se prueba la hipótesis nula $H_0 : \lambda = 0$. Zivot y Andrews (1992) y Vogelsang y Perron (1998) muestran que cuando la serie es no estacionaria los valores t-Student tradicionales de raíces unitarias no son aplicables; es decir, la significancia del coeficiente obtenido mediante mínimos cuadrados ordinarios sigue una distribución no estándar y, por ello, se debe utilizar el estadístico τ (tau) de Dickey-Fuller.

La prueba Phillips-Perron, complementaria a la de Dickey y Fuller, evalúa el mismo parámetro $\lambda = 0$; sin embargo, a diferencia del procedimiento anterior, la autocorrelación serial del error no se controla por medio de rezagos de x_t , sino que mediante la corrección directa del mismo estadístico t-Student.

Pruebas de cointegración

Para probar la existencia de una relación de largo plazo entre las series de empleo, producto, salario y costo de capital, se utilizó el procedimiento en dos etapas de Engle y Granger (1987): primero se estima un modelo lineal simple mediante mínimos cuadrados ordinarios y luego se prueba si los residuos de dicho modelo son estacionarios; esto es, integrados de orden cero. También se verificó la hipótesis de cointegración utilizando la razón de verosimilitud (LR, del inglés Likelihood Ratio) propuesta por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). En la primera iteración de la prueba de Johansen la hipótesis nula es la no existencia de una relación de cointegración. Si dicha hipótesis se rechaza -porque la

razón de verosimilitud es mayor que el valor crítico- se procede a evaluar la segunda iteración, donde la hipótesis nula es la existencia de a lo más una relación de cointegración contra la alternativa de más de una. En la tercera iteración la hipótesis nula es la existencia de a lo más dos relaciones de cointegración contra la alternativa de más de dos. Y así sucesivamente.

La prueba de cointegración de Johansen, basada en una generalización multivariada del procedimiento de Dickey-Fuller, determina el número de ecuaciones de cointegración, denominado “rango de cointegración”. Si hay n ecuaciones de cointegración, las medias de las series están integradas efectivamente y el sistema vectores autorregresivos (VAR) puede reformularse en términos de niveles de todas las series.

Se aplicó una prueba adicional para evaluar la existencia de un cambio estructural: el test de pronóstico de Chow (1960), el cual se utiliza para probar la hipótesis nula de la estabilidad estructural. Esto es, si el valor p del valor F obtenido es bajo, entonces se rechaza la hipótesis nula de estabilidad estructural.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los resultados de este trabajo muestran que, considerando el aumento que experimentó el costo relativo de la mano de obra con respecto al costo de capital (w/r) durante el período 1996 a 2005, es posible encontrar una relación empleo-producto estable durante todo el lapso considerado en esta investigación. Por lo tanto, es posible desmentir la hipótesis de una caída estructural y permanente en la elasticidad empleo-producto de la demanda por trabajo agrícola.

Pruebas de raíz unitaria y cointegración

Las pruebas o test de raíces unitarias en niveles y primeras diferencias para cada una de las series se presentan en el **Cuadro 1**. Los resultados obtenidos muestran que las series de empleo, producto, salario real y costo de capital, tanto a nivel agregado como aquellas que corresponden al sector agrícola, son integradas de orden 1. Los resultados de la prueba de Johansen se muestran en el **Cuadro 2**. Éstos indican que no se puede rechazar la existencia de un único vector de cointegración; es decir, existe una relación de equilibrio entre empleo, producto, salario y costo de capital -en el sector agrícola y a nivel agregado- que permitiría estimar una función de demanda por trabajo de largo plazo. Dichos resultados son también corroborados por el test de Dickey-Fuller (**Cuadro 3**) que prueba la presencia de una raíz unitaria en el proceso generador de datos de la serie analizada.

Demanda por trabajo de largo plazo

El **Cuadro 3** permite, además, comparar los resultados de estimar -por mínimos cuadrados ordinarios- la demanda por trabajo del sector agrícola con su equivalente a nivel agregado. Aunque el ajuste del modelo de demanda por trabajo agrícola (R^2 ajustado = 0,72) es más bajo que el que se logra a nivel agregado (R^2 ajustado = 0,96), los coeficientes en ambos casos son estadísticamente significativos, con signos de acuerdo a la teoría económica y de magnitudes comparables con aquellas obtenidas en Chile por diversos autores. Entre ellos destacan los trabajos de Solimano (1981) y Riveros y Arrau (1984) utilizando datos del sector manufacturero, la demanda de trabajo de ajuste parcial estimada por Rojas (1987), la demanda por trabajo agregada y otra para el sector manufacturero estimadas por Paredes y Riveros (1993), y la estimación de Martínez *et al.* (2001) usando datos de empleo a nivel agregado. Los coeficientes que se muestran en el **Cuadro 3** corresponden también a los valores estimados para elasticidades de demanda por trabajo de largo plazo. La elasticidad empleo-producto del sector agrícola es 0,38 y a nivel agregado 0,54; por otro lado, la elasticidad empleo-salario agrícola es -0,88 y a nivel agregado -0,39. Comparado con el resto de la economía, el empleo agrícola en el largo plazo muestra ser más sensible a cambios en el producto, pero significativamente más sensible a cambios en salarios.

Cambio estructural en la demanda por trabajo

Una eventual causa del debilitamiento experimentado por la relación empleo-producto del sector agrícola es un cambio estructural en la demanda por trabajo -originado en variables ajenas a las explicativas del modelo. Por ejemplo, controlando por nivel de producto y precios relativos, Martínez *et al.* (2001) reportan que la economía chilena demandó menos empleo a fines del 2000. Asimismo, Bergoeing y Morandé (2002) señalan que las reformas laborales discutidas políticamente a fines de los noventa, y que modificaron el marco institucional que rige el mercado del trabajo a partir del 1° de diciembre de 2001, habrían causado un aumento en el costo de contratación para toda la economía chilena de cerca de un 7%.

Aunque la ya probada relación de cointegración entre el empleo y sus variables explicativas podría hacer -en principio- menos probable la existencia de un cambio estructural, se realizó una prueba adicional para probar dicho cambio: la prueba de pronóstico de Chow. Los resultados de esta prueba señalan la ausencia de cambio estructural en la demanda por trabajo a nivel agregado de largo plazo (**Cuadro 4**) y de corto plazo (**Cuadro 5**). En el caso de la demanda por trabajo agrícola, sin embargo, la prueba de pronóstico de Chow muestra evidencia en favor de un cambio estructural en la demanda por trabajo de largo y corto plazo para el primer trimestre de 2001 (**Cuadro 4 y 5**, respectivamente). La demanda por trabajo agrícola en el **Cuadro 3** incluye una variable dicotómica que representa ese cambio estructural y que resulta ser estadísticamente significativa, consistente con la primera hipótesis de este trabajo.

Es interesante notar también que el cambio estructural observado en la demanda por trabajo agrícola no es en la elasticidad empleo-producto, sino que sólo en el intercepto de la función. Dicho cambio estructural pudo ser ocasionado en su momento por un aumento de sólo una vez en el costo esperado de contratación -debido a, por ejemplo, la incertidumbre que generó la discusión de la reforma laboral implementada a fines de 2001 y/o también, como apuntan Martínez *et al.* (2001), a ganancias de eficiencia permanentes que descubrieron los agricultores afectados por los resabios de la crisis asiática de fines de los noventa. Cualquiera sea el caso, los presentes resultados desmienten la hipótesis de caída secular en la elasticidad empleo-producto, ya sea a nivel agregado o agrícola.

Demanda por trabajo de corto plazo

Si bien la Ecuación [8] describe adecuadamente el comportamiento de la demanda por trabajo, es posible que existan distintos factores que provoquen desequilibrios en el corto plazo. Para estimar la dinámica de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo, utilizamos el método de corrección de errores propuesto por Sargan (1984) y popularizado por Engle y Granger (1987). Los resultados de este ejercicio en el **Cuadro 6** muestran que sólo dos variables explican el ajuste del empleo hacia su equilibrio: el cambio en el producto y el error de la ecuación de largo plazo rezagado en un período. En el corto plazo, el empleo -agrícola o agregado, según corresponda- no muestra ser sensible a cambios en el salario, ni tampoco a modificaciones en el costo de capital.

Como era de esperar, y en el rango de los resultados encontrados por García (1995) o Martínez *et al.* (2001), la elasticidad empleo-producto de corto plazo, tanto en la agricultura como a nivel agregado, resulta ser menor que la de largo plazo, presentada en el **Cuadro 3**.

CONCLUSIONES

La exploración de las relaciones de equilibrio entre empleo, producto y precio de factores productivos para el sector silvoagropecuario chileno permite obtener las siguientes conclusiones:

A partir del aumento que ha experimentado en los últimos 10 años el costo relativo de la mano de obra respecto al costo de capital, es posible encontrar una relación empleo-producto estable en el tiempo, desmintiendo la hipótesis de una caída estructural y permanente en dicha elasticidad. Es más, dicha estabilidad es a su vez uno de los factores que permite estimar una demanda por trabajo agrícola de largo plazo. A veces en la discusión se confunde elasticidad empleo-producto arco con elasticidad empleo-

producto punto: la primera no condiciona el resultado por el cambio en el precio relativo de factores; la segunda sí, al ser una derivada parcial del logaritmo del empleo respecto al logaritmo del producto en una función de demanda previamente estimada.

Se observa un cambio estructural estadísticamente significativo de posición, no de pendiente, en la función de demanda por trabajo agrícola para el primer trimestre de 2001. Con la información generada en este estudio, sin embargo, no es posible dilucidar las razones que subyacen a dicho fenómeno. Una eventual causa es la incertidumbre ocasionada por la discusión política previa a las reformas laborales de fines de 2001; otra, las ganancias de eficiencia permanente que alcanzaron los agricultores como consecuencia de la crisis asiática de fines de los noventa.

Los valores encontrados para la elasticidad empleo-producto y elasticidad empleo-salario de la demanda por trabajo agrícola son 0,38 y -0,88, respectivamente. Comparado con las elasticidades empleo-producto y empleo-salario de la demanda por trabajo a nivel agregado, el empleo agrícola en el largo plazo resulta ser menos sensible a cambios en el producto, pero más sensible a cambios en salarios. Una explicación para este resultado podría estar en que la mano de obra agrícola es menos calificada y, por tanto, más sustituible que la utilizada en el resto de la economía.

LITERATURA CITADA

- Abeyasinghe, T. 1994. Forecasting performance of seasonal-dummy models relative to some alternatives. *Econ. Letters* 44:365-370.
- Banco Central. 2007. Estadísticas económicas. Actividad económica y gasto. Producto Interno Bruto, serie trimestral a precios constantes. Disponible en http://www.bcentral.cl/estadisticas-economicas/series-indicadores/index_aeg.htm (Leído el 17 de abril de 2007).
- Bergoeing, R., y F. Morandé. 2002. Crecimiento, empleo e impuestos al trabajo: Chile 1998-2001. *Cuadernos Econ.* 39:157-174.
- Bustos, A., E. Engel, y A. Galetovic. 1998. Impuestos y demanda por capital en Chile, 1985-1995. Mimeo. Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile, Santiago, Chile.
- Chow, G.C. 1960. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica* 28:591-605.

- Dickey, D.A., and W. Fuller. 1984. Testing for unit roots in seasonal time series. *J. Am. Stat. Assoc.* 79:355-367.
- Dirven, M. 2004. El empleo rural no agrícola y la diversidad rural en América Latina. *Revista de la CEPAL* 83:49-69.
- Domínguez, J.I. 2006. Crecimiento, desarrollo y recursos humanos. *Agronomía y Forestal* 29:6-10.
- Engle, R., and C. Granger. 1987. Cointegration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55:251-276.
- Eyzaguirre, N. 1981. El empleo en una economía deprimida. Análisis econométrico de sus determinantes en la industria chilena 1974-1978. *Estud. Econ.* 16:45-82.
- Fisher, I. 1930. *The theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it.* 566 p. The Macmillan Co., New York, USA.
- García, P. 1995. Mercado laboral y crecimiento: Chile 1980-1994 y proyecciones de mediano plazo. *Colección Estudios CIEPLAN* 40:39-70.
- Hamermesh, D. 1993. *Labor demand.* 444 p. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, USA.
- INE. 2007a. Chile estadístico, mercado del trabajo, empleo. Instituto Nacional de Estadísticas (INE), Santiago, Chile. Disponible en http://www.ine.cl/canales/chile_estadistico/mercado_del_trabajo/estadisticas_laborales.php (Leído el 17 de abril de 2007).
- INE. 2007b. Chile estadístico, mercado del trabajo, remuneraciones. Instituto Nacional de Estadísticas (INE), Santiago, Chile. Disponible en http://www.ine.cl/canales/chile_estadistico/mercado_del_trabajo/estadisticas_laborales.php (Leído el 3 de mayo de 2007).
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegrating vectors. *J. Econ. Dynam. Control* 12:231-254.
- Johansen, S., and K. Juselius. 1990. Maximum Likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bull. Econ. Statist.* 52:169-120.
- Klein, E. 1992. El empleo rural no agrícola en América Latina. Documento de Trabajo N° 364. 22 p. Programa Regional del Empleo para América Latina y el Caribe (PREALC-OIT), Santiago, Chile.
- Marcel, M. 1987. Empleo agregado en Chile 1974-1985, una aproximación econométrica. *Colección Estudios CIEPLAN* 21:77-115.
- Martínez, C., G. Morales, y R. Valdés. 2001. Cambios estructurales en la demanda por trabajo en Chile. *Economía Chilena* 4:5-25.
- Meller, P., y R. Labán. 1987. Aplicación del filtro de Kalman a la estimación de elasticidades variables en el mercado del trabajo chileno (1974-1985). *Análisis Económico* 2:41-67.

- Paredes, R., y L.A. Riveros. 1993. El rol de las regulaciones en el mercado laboral: el caso de Chile. *Estud. Econ.* 20:41-67.
- Phillips, P.C.B., and P. Perron. 1988. Testing for a unit root in time series regressions. *Biometrika* 75:335-346.
- Reardon, T., J. Berdegúe, and G. Escobar. 2001. Rural nonfarm employment and incomes in Latin America: overview and policy implications. *World Devel.* 29:395-573.
- Riveros, L., y P. Arrau. 1984. Un análisis empírico de la demanda por trabajo del sector industrial chileno 1974-1982. *Estud. Econ.* 22:23-46.
- Rojas, P. 1987. Un análisis empírico de la demanda por trabajo en Chile 1977-1985. *Cuadernos Econ.* 99:251-76.
- Romer, D. 2005. *Advanced macroeconomics*. 696 p. 3^a ed. McGraw-Hill/Irwin, New York, USA.
- Sargan, J. 1984. Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology. *In* K. Wallis and D. Hendry (eds.) *Quantitative economics and econometric analysis*. Basil Blackwell, Oxford, England.
- Solimano, A. 1981. La rebaja en cotizaciones previsionales y su impacto sobre el empleo industrial: una estimación para el período 1974-1978. *Notas Técnicas CIEPLAN* 48:1-26.
- Soto, R. 2002. Ajuste estacional e integración en variables macroeconómicas. *Cuadernos Econ.* 39:135-155.
- Troncoso, C., y G. Lobos. 2004. Márgenes de comercialización y concentración industrial en el mercado de frutas y hortalizas en Chile. *Agroalimentaria* 18:75-86.
- Vogelsang, T., and P. Perron. 1998. Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. *Int. Econ. Rev.* 39:1073-1100.
- Weller, J. 2000. Tendencias del empleo en los años noventa en América Latina y el Caribe. *Revista de la CEPAL* 72:31-51.
- Zivot, E., and D. Andrews. 1992. Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *J. Bus. Econ. Statist.* 10:251-270.

Cuadro 1. Presencia de raíces unitarias en el proceso generador de datos: Pruebas de Dickey-Fuller aumentada (ADF) y de Phillips-Perron.

Table 1. Presence of unitary roots in the data-generating process: Augmented Dickey Fuller (ADF) and Phillips-Perron tests.

	Nivel agrícola ¹		Nivel agregado ²	
	ADF ³	Phillips-Perron	ADF ³	Phillips-Perron
Empleo	-1,92	-2,13	-1,22	-1,40
Salario real	-2,50	-3,35	-1,64	-1,60
Producto	-3,05	-3,27	-1,90	-1,46
Costo capital	-1,66	-3,00	-3,06	-2,75
Δ Empleo	-6,46	-11,65	-5,28	-8,69
Δ Salario real	-7,36	-7,12	-9,30	-10,38
Δ Producto	-5,87	-9,50	-8,27	-7,93
Δ Costo capital	-8,08	-7,29	-6,49	-6,67

¹ A nivel agrícola los valores críticos, tanto de la prueba aumentada de Dickey-Fuller (ADF) como de la de Phillips-Perron, son -3,52 y -4,19, para niveles de significancia del 5 y 1%, respectivamente.

² A nivel agregado los valores críticos, tanto de la prueba aumentada de Dickey-Fuller (ADF) como la de Phillips-Perron, son -3,48 y -4,10, para niveles de significancia del 5 y 1%, respectivamente.

³ La prueba aumentada de Dickey-Fuller es efectuada utilizando un rezago, excepto en las series de salario real y costo de capital del sector agrícola donde se utilizan dos rezagos.

Δ: Variación

Cuadro 2. Existencia de un único vector de cointegración: Prueba de cointegración de Johansen.

Table 2. Existence of a single vector of cointegración: Johansen cointegration test.

Nivel agrícola				Nivel agregado			
Valor calculado	Likelihood ratio (LR)	Valor crítico al 1%	Valor crítico al 5%	Valor calculado	Likelihood ratio (LR)	Valor crítico al 1%	Valor crítico al 5%
0,71	98,71	39,89	45,58	0,55	83,39	76,07	84,45
0,22	18,69	24,31	29,75	0,43	50,25	53,12	60,16
0,04	2,42	12,53	16,31	0,30	26,91	34,91	41,07
0,00	0,00	3,84	6,51	0,16	11,63	19,96	24,60
				0,09	4,19	9,24	12,97

Cuadro 3. Demanda por trabajo de largo plazo y elasticidades de demanda por trabajo de largo plazo.

Table 3. The long-run demand for labor and demand elasticities for long-run labor.

	Modelo agrícola ¹		Modelo agregado ¹	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
Constante	5,63	9,10	1,57	2,78
Producto	0,38	5,08	0,54	8,34
Salario real	-0,88	-3,99	-0,39	-3,53
Costo de capital	0,04	1,94	0,02	2,01
Dummy ²	-0,55	-4,22	.	.
R ² ajustado		0,72		0,96
Observaciones		40		64
Dickey-Fuller		-6,52		-3,91

¹ La variable dependiente es el empleo.

² Se incluyó para reflejar la evidencia en favor de un cambio estructural en la demanda por trabajo agrícola de largo y corto plazo para el primer trimestre de 2001

Cuadro 4. Test de pronóstico de Chow: modelo de demanda por trabajo de largo plazo.

Table 4. Chow forecast test: long-run labor demand model.

Muestra	Modelo agrícola				Modelo agregado			
	1998 4	1999 4	2000 4	2005 4	1998 4	1999 4	2000 4	2005 4
1998:1	0,89	0,95	0,98	0,79	0,88	0,68	0,70	0,69
1998:2	0,77	0,90	0,96	0,69	0,94	0,67	0,53	0,68
1998:3	0,89	0,94	0,98	0,68	0,98	0,59	0,63	0,64
1998:4	0,64	0,87	0,96	0,57	0,96	0,46	0,53	0,57
1999:1		0,79	0,93	0,47		0,32	0,41	0,50
1999:2		0,62	0,88	0,36		0,26	0,38	0,48
1999:3		0,42	0,80	0,27		0,23	0,38	0,49
1999:4		0,25	0,75	0,22		0,59	0,60	0,61
2000:1			0,88	0,23			0,49	0,56
2000:2			0,75	0,16			0,36	0,51
2000:3			0,72	0,13			0,21	0,43
2000:4			0,69	0,10			0,29	0,51
2001:1				0,06				0,52
2001:2				0,28				0,80
2001:3				0,22				0,77
2001:4				0,67				0,70
2002:1				0,58				0,64
2002:2				0,51				0,59
2002:3				0,46				0,54
2002:4				0,36				0,47

Los números en la tabla muestran el valor p (*p-value*).

Las fechas en el eje horizontal muestran el corte de la muestra de la estimación y las fechas en el eje vertical son para las cuales se realizó la prueba.

El número después del año se refiere al trimestre respectivo.

Cuadro 5. Prueba de pronóstico de Chow: modelo de demanda por trabajo de corto plazo.
Table 5. Chow forecast test: short-run labor demand model.

Muestra	Modelo agrícola				Modelo agregado			
	1998 4	1999 4	2000 4	2005 4	1998 4	1999 4	2000 4	2005 4
1998:1	0,89	0,98	1,00	0,89	0,70	0,26	0,28	0,22
1998:2	0,77	0,96	0,99	0,82	0,68	0,22	0,25	0,20
1998:3	0,56	0,91	0,98	0,73	0,48	0,14	0,18	0,15
1998:4	0,26	0,81	0,96	0,62	0,27	0,09	0,13	0,12
1999:1		0,95	0,99	0,67		0,08	0,12	0,12
1999:2		0,89	0,99	0,57		0,29	0,34	0,26
1999:3		0,76	0,98	0,47		0,30	0,37	0,27
1999:4		0,53	0,96	0,39		0,26	0,37	0,27
2000:1			0,96	0,32			0,39	0,28
2000:2			0,93	0,25			0,26	0,22
2000:3			0,95	0,19			0,13	0,17
2000:4			0,82	0,13			0,95	0,33
2001:1				0,09				0,26
2001:2				0,42				0,79
2001:3				0,36				0,79
2001:4				0,80				0,73
2002:1				0,76				0,68
2002:2				0,68				0,75
2002:3				0,61				0,70
2002:4				0,52				0,63

Los números en la tabla muestran el valor p (*p-value*).

Las fechas en el eje horizontal muestran el corte de la muestra de la estimación y las fechas en el eje vertical son para las cuales se realizó la prueba.

El número después del año se refiere al trimestre respectivo.

Cuadro 6. Demanda por trabajo de corto plazo.

Table 6. Short-run labor demand.

	Modelo agrícola ¹		Modelo agregado ¹	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
Constante	-0,01	-1,49	0,00	1,22
Cambio en el producto	0,31	2,68	0,19	3,04
Residuo ecuación LP(-1)	-0,92	-4,82	-0,29	-3,61
R ² ajustado		0,37		0,20
Observaciones		39		63

¹ La variable dependiente es el empleo.