



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Dresdner, Jorge; Salazar, Leonardo; Quiroga, Miguel; Riquelme, Andrés; Zurita, Grethel
¿Existe rigidez en el ajuste del empleo en Chile?

El Trimestre Económico, vol. LXXXIV (1), núm. 333, enero-marzo, 2017, pp. 73-102

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31349242002>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

¿Existe rigidez en el ajuste del empleo en Chile?*

Is Employment Adjustment in Chile Sluggish?

*Jorge Dresdner, Leonardo Salazar, Miguel Quiroga,
Andrés Riquelme y Grethel Zurita***

ABSTRACT

Background: We study how aggregate employment adjusted in the Chilean economy to the so called Asian Crisis. We test different hypotheses used in the public debate, although not formally tested, that try to explain the sluggish recovery of employment after the crisis.

Methods: We specify and estimate a vector autoregressive model with time series for the quarterly period 1995.1-2007.4 and apply the Johansen method to identify cointegration vectors.

Results: We estimate one cointegration vector that represents the labor demand function. We perform hypothesis testing on this function: zero degree homogeneity in prices; unitary product demand elasticity; structural break in the labor demand function intercept; change in the long run product demand elasticity between sub-periods; existence of adjustment costs.

Conclusions: The income elasticity of demand was unstable after the crisis, although not in the sense suggested by the previous debate. The more decisive factor in the slow recovery was the prevailing labor costs of adjustment in the Chilean economy.

Key words: employment adjustment, rigidities, Asian crisis. *JEL Classification:* J23, J64, E24, E32.

* Artículo recibido el 21 de noviembre de 2012 y aceptado el 9 de mayo de 2016.

** Jorge Dresdner, Miguel Quiroga y Grethel Zurita, Departamento de Economía, Universidad de Concepción (correos electrónicos: jdresdne@udec.cl, mquirog@udec.cl y gzurita@udec.cl). Leonardo Salazar, Universidad Católica del Maule (correo electrónico: lsalazar@ucm.cl). Andrés Riquelme, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Talca (correo electrónico: juriquelme@utalca.cl). Además, J. Dresdner y M. Quiroga pertenecen al Núcleo de Economía Ambiental y de Recursos Naturales, Iniciativa Científica Milenio del Ministerio de Economía, Fomento y Turismo, Chile. NS 100007, y al Interdisciplinary Center for Aquaculture Research (INCAR), CONICYT/FONDAP/1511002.

RESUMEN

Antecedentes: Estudiamos cómo el nivel de empleo agregado se ajustó en la economía chilena, posterior a la llamada crisis asiática. Contrastamos distintas hipótesis que se han esgrimido en el debate público, y que no han sido probadas formalmente, sobre las razones por las cuales el nivel de empleo tardó tanto tiempo en recuperar los niveles precrisis.

Métodos: Especificamos y estimamos un modelo de vectores autorregresivos con series de tiempo para el trimestre 1995.1-2007.4 y aplicamos el método de Johansen para identificar vectores de cointegración.

Resultados: Estimamos un vector de cointegración que representa la función de demanda laboral. Realizamos las siguientes pruebas de hipótesis sobre esta función: homogeneidad de grado cero en precios, elasticidad producto de la demanda unitaria; quiebre estructural en el intercepto de esta función; cambio en la elasticidad producto de la demanda laboral de largo plazo entre subperiodos y existencia de costos de ajuste.

Conclusiones: Inestabilidad en la elasticidad demanda del ingreso en la función de demanda por trabajo en Chile posterior a la crisis asiática, pero no en la dirección sugerida por el debate previo. Adicionalmente, el factor que contribuyó en forma más decisiva a la lenta recuperación del empleo posterior a la crisis fue el costo de ajuste presentes en la economía chilena.

Palabras clave: ajuste, empleo, crisis asiática, rigideces. *Clasificación JEL:* J23, J64, E24, E32.

INTRODUCCIÓN

La crisis asiática de 1997 afectó comercial y financieramente todas las economías en Latinoamérica, con excepción de Costa Rica y México (Tokman, 2010). Los principales efectos de la crisis fueron el rápido aumento de la tasa de interés, el deterioro de los términos de intercambio, la interrupción de los flujos privados de capital y el desplome de los mercados bursátiles (Guillén, 2000). Cuando la crisis se desató, el flujo comercial entre los países del sudeste asiático y Latinoamérica no era muy significativo: mientras las exportaciones de Latinoamérica hacia el sudeste asiático eran de 8% en las exportaciones totales, las importaciones alcanzaban 14% de las importaciones totales. Por esta razón, el impacto directo de la crisis sobre los flujos comerciales no fue tan importante como lo fueron otros canales de transmisión. Sin embargo, Chile era una excepción porque sus exporta-

ciones e importaciones correspondían a 32 y 15% de las exportaciones e importaciones totales, respectivamente. (Tansini y Zejan, 1999). Hoy día esta situación ha cambiado, los flujos comerciales con el sudeste asiático han aumentado y probablemente seguirán aumentando en la mayoría de los países en Latinoamérica. En este sentido, la experiencia chilena constituye un caso interesante de analizar porque, justamente, permite visualizar los efectos que tienen las crisis económicas cuando el canal comercial es importante.

En Chile, la crisis implicó una fuerte caída en el volumen de las exportaciones y en los precios de los productos exportados; el ejemplo más relevante es el precio que alcanzó el cobre. Además, aumentaron las importaciones de bajo precio (Tansini y Zejan, 1999). Esto, unido a la baja entrada de capitales extranjeros que dificultó el financiamiento de la cuenta corriente, propició una recesión en la economía chilena.

Un efecto destacado, asociado a la recesión, fue el incremento en la tasa de desempleo nacional: de 6.8% en el trimestre móvil de junio —agosto del año 1998—, esta tasa aumentó a 11.5% en el mismo trimestre del año 1999. Tuvieron que pasar más de seis años antes que la tasa de desempleo volviera a los niveles que se registraban antes de la crisis. El aumento en la tasa de desempleo y la rigidez a la baja que se registró en los años posteriores se debió a la fuerte caída en la tasa de generación de nuevos empleos en la economía (Cowan *et al.*, 2003). El incremento en la tasa de desempleo aparentemente con la lentitud en la recuperación del ritmo de creación de empleos posterior a la crisis —a pesar de que el producto se recuperó relativamente rápido— generó un debate sobre las causas de este fenómeno.

Desde el punto de vista del diseño de la política económica es importante indagar en aquellos aspectos recurrentes en el comportamiento del mercado laboral, los cuales se podrían repetir ante nuevas crisis económicas, y que pueden haber determinado el lento ajuste en el empleo durante el episodio mencionado. Es especialmente relevante entender las causas de la lenta recuperación del empleo, porque las medidas de política económica para aminorar el impacto social de la crisis pueden ser completamente diferentes si las razones del lento ajuste son estructurales o responden a causas circunstanciales que enfrenta la economía.

Existen distintas hipótesis que se han planteado e intentado probar las razones de por qué el empleo cayó en forma tan drástica y se recuperó tan lentamente. En general, éstas giran en torno a cómo rigideces en el funcionamiento del mercado laboral chileno contribuyeron a generar un lar-

go proceso de ajuste y efectos considerables sobre los niveles de empleo (Cowan *et al.*, 2003; Albagli, García y Restrepo, 2004). Sin embargo, en nuestra opinión, las contribuciones de la literatura no siempre han sido completamente claras acerca de cuál es la definición de rigidez utilizada, cuáles son las hipótesis relevantes, ni tampoco en cómo estas últimas se relacionan con el fenómeno que se requiere explicar.

Se distinguirán dos visiones básicas que, desde una perspectiva analítica, son disímiles, requieren tratamientos diferentes y generan distintas hipótesis acerca del funcionamiento de la economía chilena. La primera apunta a rigideces en el mercado laboral que afectan la dinámica de recuperación de los niveles de empleo a niveles precrisis (rigidez en el empleo). La segunda es la existencia de rigideces que hacen que el ajuste en el mercado laboral se manifieste preponderantemente en empleo y no en salarios (rigidez en salarios). En el primer caso, la idea básica es que existe un comportamiento asimétrico o diferenciado entre el periodo precrisis y poscrisis, el cual hace difícil que el nivel de empleo vuelva al nivel inicial. En el segundo caso, desde una perspectiva analítica, no se requiere que el efecto sea asimétrico, pero sí que el ajuste sea mayoritariamente en cantidades y no en precios.

Las hipótesis de por qué el empleo podría haber demorado tanto en retornar a sus niveles precrisis son varias. Primero está la idea de que la capacidad de generar empleos en la economía chilena se redujo debido a la introducción de métodos productivos menos intensivos en trabajo (por cambio tecnológico), cambios institucionales o el agotamiento de proyectos de inversión rentables intensivos en mano de obra (Martínez, Morales y Valdés, 2001; Cowan *et al.*, 2003). En este caso, el cambio sufrido en la economía chilena significaría que un retorno de la actividad económica a los niveles precrisis no conduciría a un nivel de empleo equivalente, porque la elasticidad empleo-producto habría disminuido significativamente, es decir, habría ocurrido un cambio estructural en la economía chilena que se reflejaría en la magnitud de esta elasticidad. Aparentemente, en esta visión, se trataría de una simple coincidencia temporal que estos factores afectaran la recuperación del empleo posterior a la crisis.

Ahora bien, existe la hipótesis de que, previo a la crisis, los niveles de ocupación de mano de obra eran excesivos a nivel de las empresas y que durante la crisis éstos se redujeron a niveles óptimos, por lo que una vez que se recuperaron los niveles de actividad, ya no se contrató el mismo nivel de personal precrisis (Martínez, Morales y Valdés, 2001). Esta hipótesis tam-

bién sugiere un cambio estructural en la economía, el cual no se manifestaría necesariamente en la elasticidad empleo-producto, la cual podría tener igual magnitud pre y poscrisis, pero sí lo haría en un quiebre en el nivel de empleo agregado, que sería inferior posterior a la crisis.

La tercera hipótesis apunta que hay rezagos en los ajustes de los niveles de empleo de las empresas como resultado de la existencia de elevados costos de ajuste en las plantas de personal, lo cual haría que el retorno a los niveles de empleo precrisis sea más lento (Martínez, Morales y Valdés, 2001). En este enfoque existiría un desajuste temporal entre los niveles de empleo y producto, el cual se eliminaría paulatinamente con el tiempo. En este caso, no se plantea la existencia de un quiebre estructural precrisis y poscrisis, sino costos de ajuste hacia las plantas de personal óptimas que hacen más lento el proceso de ajuste.

La cuarta hipótesis es que factores determinantes del empleo, distintos de los salarios y del producto, no han alcanzado aún niveles comparables a los precrisis, especialmente si los precios de los factores han variado de tal forma que pueden haber compensado el efecto de la recuperación del producto sobre el empleo (Martínez, Morales y Valdés, 2001). En este caso, no existiría un cambio estructural, sino simplemente una nueva constelación de variables determinantes que generarían un nivel de empleo más bajo que el precrisis.

El segundo tipo de visión plantea la idea de que el ajuste es fundamentalmente en salarios y no en empleo. Esto sirve para explicar la magnitud de la caída en el nivel de empleo durante la crisis, pero no tiene incidencia sobre el proceso de ajuste. A lo anterior se le conoce como rigidez salarial. Tomar esta idea de manera literal sólo significaría que el empleo debería variar fuertemente, mientras que los salarios no, pero una vez que la economía recupere los niveles de actividad precrisis, los niveles de empleo también deberían recuperarse. En este caso, las explicaciones se han concentrado en la rigidez de los salarios y los factores que podrían estar incidiendo sobre ésta. Entre estos factores se identifican los salarios mínimos, los salarios públicos, los contratos de larga duración y la indexación de salarios en el sector privado, así como la existencia de salarios de eficiencia por motivos morales (Cowan *et al.*, 2003).

También se incluye como una hipótesis adicional, la existencia de una función de oferta laboral altamente elástica en salarios y procíclica, que impide que los salarios caigan y que contribuye a que el ajuste en el mercado

laboral se produzca fundamentalmente en los niveles de ocupación (Cowan *et al.*, 2003). Sin embargo, la evidencia sobre rigidez salarial es ambigua y confusa. Primero, existe confusión sobre el concepto de rigidez relevante para el análisis; algunos autores se enfocan en la rigidez real de salarios (Cowan *et al.*, 2003; Marinakis, 2006) y otros en la rigidez nominal (Cobb y Opazo, 2008). Por otra parte, Albagli, Garán y Restrepo (2004) introducen el concepto de flexibilidad laboral en relación con la velocidad de convergencia del desempleo, concepto completamente distinto al discutido en el resto de la literatura.¹ En nuestra opinión, el concepto relevante en el contexto de la discusión sobre el ajuste a partir de la crisis es el de rigidez salarial. Por otra parte, la evidencia sobre la existencia de rigidez salarial es ambigua; mientras que Cowan *et al.* (2003) sugieren la existencia de rigidez salarial, Marinakis (2006) indica lo contrario.² Finalmente, Cobb y Opazo (2008) encuentran rigidez nominal a la baja en los salarios, aunque no es claro qué consecuencias tiene este resultado para la rigidez real de los salarios.³

Este artículo se concentra en investigar la hipótesis de rigidez en el empleo. La evidencia acumulada hasta el momento tiende a apoyar la hipótesis de un cambio fundamentalmente cílico en el empleo y desempleo, y no de carácter estructural (Martínez, Morales y Valdés, 2001; Bellani, García y Pastén, 2002; Cowan *et al.*, 2003). Sin embargo, Martínez, Morales y Valdés (2001) distinguen entre estabilidad en la función de demanda por trabajo y estabilidad en la elasticidad producto de la demanda, y sugieren que puede haber existido inestabilidad en la primera, pero no en la segunda. No obstante, los autores de este artículo no prueban formalmente la existencia de cambios en la elasticidad producto de la demanda por trabajo, sino que basan sus resultados en simulaciones realizadas a partir de las estimaciones de la función de demanda.

Además se propone profundizar en la forma como la economía chilena se ajusta a la crisis. El foco de nuestro análisis está en estudiar si existen rigideces en el mercado laboral que afectan la recuperación de los niveles de empleo precrisis. Específicamente, nos interesa probar si existen cambios estructurales en la economía chilena, si se trata de un problema de ajuste

¹ En principio, la velocidad de convergencia de la tasa de desocupación a la tasa natural posterior a un *shock* puede ser muy rápida y, sin embargo, existir un alto grado de rigidez salarial.

² Albagli, Garán y Restrepo (2004), según su definición de flexibilidad, encuentran que el mercado laboral es muy flexible.

³ Rigidez nominal no garantiza la rigidez real. Éste es un antiguo resultado establecido en la literatura. Véase Gordon (1981).

de corto plazo o si es un problema de cambio en el nivel de otras variables determinantes de los niveles de empleo. Para ello proponemos probar formalmente distintas hipótesis sobre las rigidic平ces en la recuperación de la economía chilena, empleando una metodología de series de tiempo. Al elegir analizar la capacidad de recuperación de la economía chilena, estamos obviando el problema de la distribución del ajuste entre salarios y empleo (la rigidez salarial). Esta delimitación se debe a que, para abordar el proceso de ajuste, no se requiere enfrentar el problema de la distribución entre salarios y empleo, como se discutió anteriormente.

Los resultados del estudio son importantes para el diseño de política económica. La forma como se debe enfrentar las consecuencias de una crisis económica en el mercado laboral es completamente distinta si éstas están asociadas con rigidic平ces en el funcionamiento de este mercado, a que si están relacionadas al ajuste en otros mercados que no tienen por qué repetirse en el futuro. Además, desde una perspectiva local, los resultados son novedosos en cuanto al debate que se produjo posteriormente a la crisis asiática, sobre las causas de la lenta recuperación del empleo en Chile. Finalmente, estos resultados también son relevantes para otras economías, ya que sugieren la existencia de una serie de potenciales mecanismos que generan persistencia en el mercado laboral, y que es necesario analizarlos con cuidado antes de emitir conclusiones sobre las razones que se encuentran detrás de la evolución de este mercado.

En la siguiente sección presentamos el marco teórico del análisis y las hipótesis de trabajo. A continuación realizamos un análisis descriptivo de la información utilizada. En la sección III se presenta el modelo econométrico. Enseguida se presentan y discuten los resultados para, finalmente, presentar las conclusiones y discutir las consecuencias de política económica que se derivan de los resultados obtenidos.

I. MARCO TEÓRICO

El punto de partida para el análisis del ajuste del empleo es la teoría de la demanda laboral (Hammermesh, 1993). Dado que el análisis se concentra en explicar cómo el empleo se ajusta ante un choque exógeno, es natural utilizar una función de demanda por trabajo dinámica. En un contexto dinámico, el interés principal es mostrar cómo se ajusta el empleo (L) en el periodo t , ante choques que alteren la demanda de trabajo de equilibrio (L^*). Una expresión

para este ajuste, que ha sido utilizada en la literatura, asume que el patrón óptimo de empleo es descrito por la ecuación (1).⁴

$$\frac{L_t}{L_{t-1}} = \left(\frac{L^*}{L_{t-1}} \right)^\gamma \quad (1)$$

El empleo se mueve hacia el empleo de equilibrio de la firma. La rapidez con la que se produce ese ajuste está determinada por la tasa con la cual el empleo se ajusta hacia L^* , representada por el parámetro γ , y por la magnitud del desequilibrio de la ecuación (1). El parámetro γ se asocia con una función implícita, cuyo valor disminuye cuando los costos marginales del ajuste al empleo son mayores. Esta función es consistente con una firma que enfrenta costos de ajuste cuadráticos, de manera tal que el logaritmo de empleo actual es una combinación convexa del nivel de empleo deseado y el rezagado (Hamermesh, 1993).

Así, si linealizamos la ecuación (1), aplicando logaritmos, y sustituimos el empleo de equilibrio por sus determinantes, $G(\mathbf{Z}_t)$, obtenemos una expresión similar a las que han sido estimadas empíricamente —ecuación (2)—.⁵

$$\Delta l_t = \gamma [G(\mathbf{Z}_t) - l_{t-1}] \quad (2)$$

donde \mathbf{Z}_t es un vector que detalla las variables que determinan la demanda por trabajo de una firma y l representa el log L . El modelo básico utilizado para estudiar la determinación del empleo se basa en el modelo de demanda por trabajo desarrollado por Layard, Nickell y Jackman (1991). El marco teórico es el de una economía abierta con competencia imperfecta, donde todas las firmas se comportan idénticamente y existe fuerza laboral constante. De acuerdo con éste, en el largo plazo el nivel de empleo depende negativamente del salario real, y positivamente del producto, del costo del capital y del tipo de cambio real.^{6,7}

A partir de la ecuación (2), si se asume que la función G es logaritmo-lineal y que el empleo de equilibrio se encuentra determinado por el valor

⁴ Véase Fallon y Verry (1988).

⁵ Véase Cowan (2004).

⁶ El tipo de cambio real refleja una modificación en los precios relativos entre insumos externos e internos.

⁷ Martínez, Morales y Valdés (2001) estiman una función como ésta.

corriente de las variables que lo determinan, obtenemos la especificación empírica básica que estimamos en este trabajo con la ecuación (3).⁸ Esta especificación es consistente con la teoría económica y suficiente para poder expresar todas las hipótesis que nos interesa probar.

$$l_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 w_t + \beta_3 p_{c,t} + \beta_4 e_t + \beta_5 l_{t-1} \quad (3)$$

donde l es la demanda por trabajo, y es la producción agregada, w es el costo real de la mano de obra, p_c es el precio del capital, e es el tipo de cambio real. El subíndice t indica tiempo. Todas las variables están en logaritmo. De esta manera, la interpretación de los parámetros específicos (los β 's) es en términos de elasticidad.

Existen cuatro hipótesis que se desprenden de la literatura que intenta explicar la evolución de la ocupación en Chile posteriormente a la crisis asiática, las cuales se pueden ver en términos de este modelo de logaritmo lineal de demanda por trabajo.

La primera hipótesis es acerca de la elasticidad como producto de la demanda laboral. Esta hipótesis supone que la elasticidad habría disminuido posterior al advenimiento de la crisis asiática.⁹ Es decir,

$$\beta_1^{AC} > \beta_1^{DC} \quad (4)$$

donde los supraíndices AC y DC denotan periodos precrisis y poscrisis, respectivamente.

La segunda hipótesis es que los niveles de personal en las empresas eran inefficientes previamente, y que éstos se ajustaron de manera posterior a la crisis, sin alterar las elasticidades de las variables determinantes en la función de demanda. Esta hipótesis se expresa en este modelo simple como:

$$\beta_0^{AC} > \beta_0^{DC} \quad (5)$$

La tercera hipótesis es que existían costos de ajuste en empleo para las empresas, los cuales hacían que el nivel de empleo se ajustara lentamente a los niveles óptimos. En este caso, la hipótesis se expresa como:

⁸ La tecnología de producción CES es compatible con una función de demanda logaritmo lineal.

⁹ Bergoeing y Morandé (2002) sugieren que esto es debido a la sustitución de trabajo, producto de incrementos en el salario mínimo y de las expectativas de incremento en el costo del empleo debido al comienzo de la discusión de la reforma laboral en 1999.

$$\beta_5 > 0 \quad (6)$$

La cuarta hipótesis dice que no existen cambios estructurales en la función de demanda por trabajo y que la lentitud en la recuperación del empleo se encuentra en el comportamiento compensador mostrado por otras variables determinantes de la demanda por trabajo.¹⁰ En este modelo, esas variables serían los precios. La hipótesis es:

$$\beta_j^{AC} = \beta_j^{DC}; j = 1, \dots, 5 \quad (7)$$

Además, en este caso, para que los precios hayan compensado los efectos positivos de la recuperación del producto sobre el empleo, se debería haber observado un aumento en el precio relativo del trabajo en relación con los precios del capital y los insumos importados.

Naturalmente, de existir más de una hipótesis que no se rechaza, no sólo es importante el resultado cualitativo sino también el resultado cuantitativo. Es decir, cuánto del rezago en el ajuste del empleo es capaz de explicar cada uno de los factores condicionantes que se encuentran detrás de cada hipótesis.

La relación representada en la ecuación (3) es una versión estructural uniecuacional de los determinantes de la ocupación, que se obtiene con un modelo de equilibrio general en los mercados de factores y bienes. La división entre variables endógenas y exógenas en este contexto no es clara. En el modelo teórico el nivel de producto es determinado parcialmente por el nivel de ocupación, al constituirse este último en un insumo en la función de producción de las empresas. De igual manera, se puede argumentar que la determinación de las variables costo real de la mano de obra, tipo de cambio real y costo del capital es potencialmente endógena. Luego, se deduce fácilmente que no es posible realizar a priori una división clara entre variables endógenas y exógenas. Para enfrentar esto, la estimación se basa en un sistema dinámico de ecuaciones simultáneas con el fin de determinar el efecto que ejercen las variables: producto, costo de la mano de obra, costo del capital y tipo de cambio real sobre la ocupación agregada.

¹⁰ Martínez, Morales y Valdés (2001) y Cowan *et al.* (2003) sugieren este resultado. Cowan *et al.* (2004) sostienen que la lenta recuperación del empleo sería explicada por rigideces en los salarios, que provienen de aumentos en el salario mínimo y de la existencia de contratos de salarios a largo plazo.

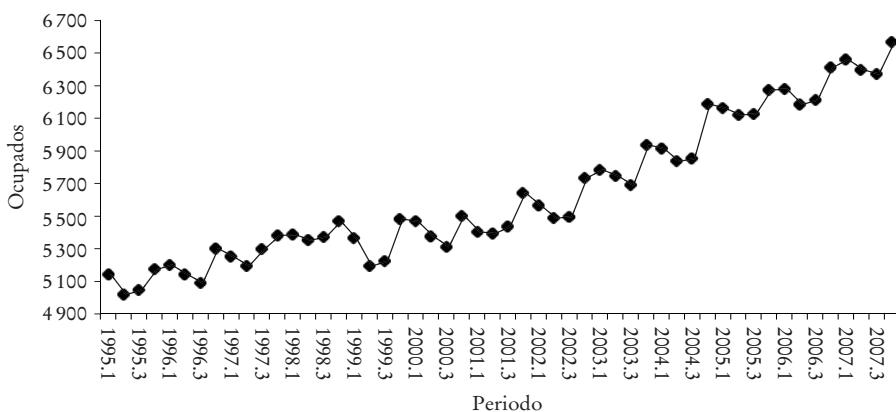
III. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS¹¹

En esta sección se describe la evolución del empleo y su relación con algunas variables asociadas en el periodo trimestral 1995.1-2007.4. La inspección se enfoca en discutir la existencia de quiebres estructurales en las variables en el periodo de la crisis asiática.

La crisis asiática se manifestó en el nivel de empleo nacional a mediados del año 1999. De acuerdo con los datos disponibles, se reflejó en la fuerte caída que sufrió el nivel de empleo agregado entre el primer y segundo trimestre del año 1999. Esta caída quebró la evolución estacional que había mostrado el nivel de empleo.

En la gráfica 1 se puede apreciar la evolución de la ocupación nacional en el periodo de análisis. Ningún cambio obvio se observa en la tendencia de crecimiento del empleo entre el periodo precrisis y poscrisis asiática. Sin embargo, sí se observa un quiebre en la serie de ocupación durante el primer semestre del año 1999, que fue cuando la crisis se reflejó en el nivel de empleo. Adicionalmente, se observa un alto grado de persistencia temporal en la serie, lo cual podría ser indicio de la existencia de costos de ajuste. En términos de las hipótesis discutidas anteriormente, lo anterior podría indicar un ajuste de una vez en el nivel de empleo (segunda hipótesis) y lentitud en el ajuste a las dotaciones óptimas (tercera hipótesis).

GRÁFICA 1. *Evolución de la ocupación agregada en Chile en el periodo trimestral 1995.1-2007.4*

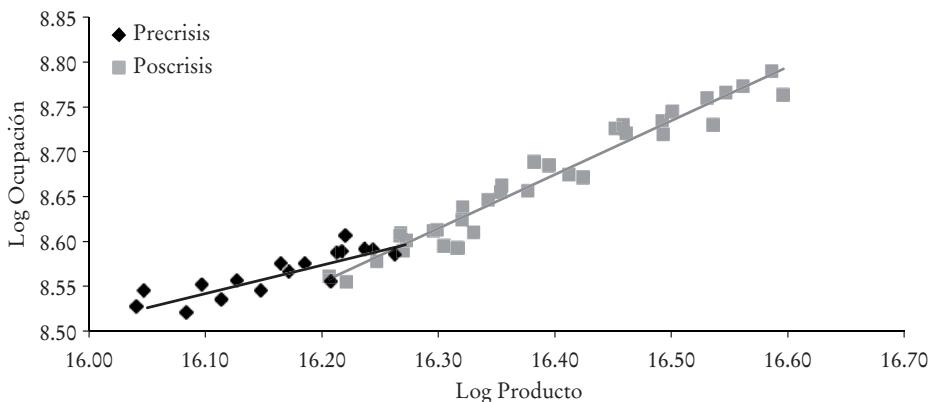


FUENTE: Encuesta Nacional de Empleo, Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

¹¹ La delimitación muestral y las fuentes de información utilizadas se presentan en el apéndice.

En la gráfica 2 se compara la relación entre empleo y producto para los períodos precrisis y poscrisis (1995.1-1999.2 y 1999.3-2007.4, respectivamente). Las variables están expresadas en logaritmos, por lo cual la pendiente de la relación se puede interpretar como elasticidad empleo-producto bruta. Además, se han calculado líneas de tendencias para cada uno de los subperiodos, para poder visualizar las elasticidades promedio.

GRÁFICA 2. *Relación entre el logaritmo de la ocupación y el logaritmo del producto en Chile en el periodo trimestral 1995.1-2007.4*

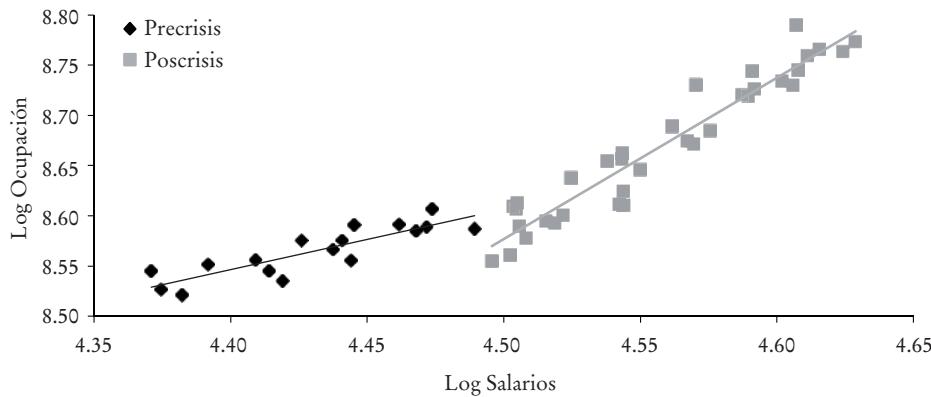


FUENTE: elaboración propia basada en información del INE y del Banco Central de Chile (BCC).

Se observa que, aparentemente, la elasticidad (bruta) ocupación-producto sería mayor en el periodo poscrisis, lo cual sugiere que cada cambio porcentual en el producto va asociado con un cambio proporcionalmente mayor en la ocupación después de la crisis asiática. Este resultado es contrario a la hipótesis de la reducción en la elasticidad empleo-producto posterior a la crisis asiática. Sin embargo, se debe tener cuidado con intentar concluir demasiado a partir de este resultado, porque éste no controla los cambios que puedan haber ocurrido en otras variables determinantes del empleo, y tampoco permite inferir si el cambio observado es significativo. Sin perjuicio de ello, el resultado arroja dudas sobre la validez de la hipótesis de reducción en la elasticidad empleo-producto, como explicación del lento ajuste del empleo posterior a la crisis asiática.

En la gráfica 3 se muestra la relación, en forma similar al gráfico anterior, entre el nivel de ocupación y el costo real de la mano de obra promedio, otro factor determinante de la ocupación.

GRÁFICA 3. *Relación entre el logaritmo de la ocupación y el logaritmo del salario real en Chile en el periodo trimestral 1995.1-2007.4*



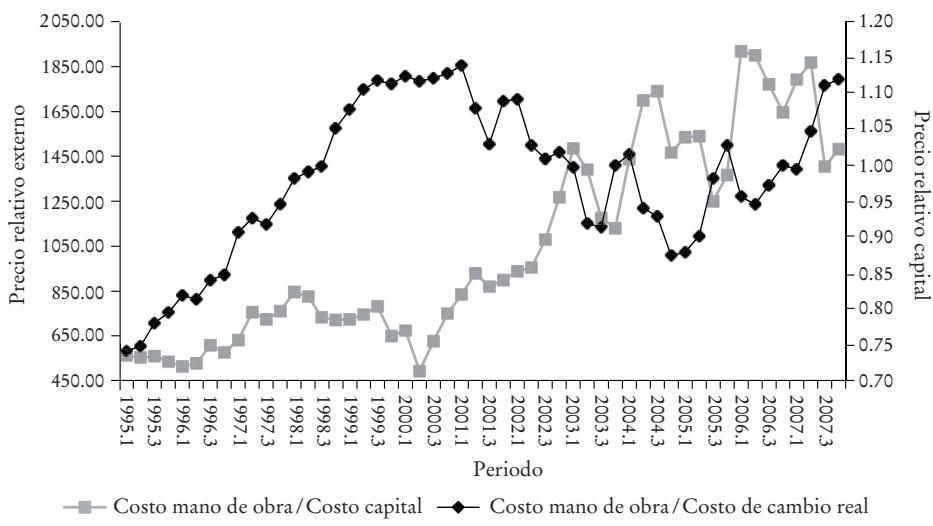
FUENTE: elaboración propia basada en información del INE.

Se puede observar en esta gráfica que aparentemente la elasticidad ocupación-salario real sería mayor en el periodo posterior a la crisis asiática, sugiriendo mayor sensibilidad de cambios en los costos de la mano de obra sobre el nivel de empleo. Este hecho tampoco corresponde con la visión de un mercado laboral insensible a precios, que se observa en las explicaciones por la lenta recuperación del empleo en Chile, posterior a la crisis asiática.

En la gráfica 4 se muestra la evolución de los precios relativos de los factores en Chile en el periodo muestral. En esta gráfica se puede observar que el precio relativo entre el costo de la mano de obra y el costo del capital aumentó después del año 1999, mientras que sucedió lo contrario, hasta el año 2005, con el precio relativo entre el costo de la mano de obra y el tipo de cambio real. El patrón del precio relativo del capital es consistente con una substitución de trabajo por capital (cuarta hipótesis), mientras que el comportamiento del tipo de cambio real no lo es.

Para estudiar la estabilidad de las tendencias de las principales variables macro analizadas (PIB, nivel de ocupación y costo de la mano de obra) se probó la existencia de quiebres estructurales. La baja disponibilidad de observaciones indujo a utilizar la prueba de Chow (Chow, 1960), desechando la alternativa de pruebas sucesivas como la de Quandt-Andrews (Andrews, 1993). Después de varias pruebas se determina que el periodo de mayor inestabilidad fue el trimestre 1999.3. Los resultados para las variables en este trimestre se presentan en el cuadro 1, y evidencian la existencia del quiebre estructural en el periodo mencionado para todas las series analizadas.

GRÁFICA 4. Relación entre el logaritmo de la ocupación y el logaritmo del salario real en Chile en el periodo trimestral 1995.1-2007.4



FUENTE: elaboración propia basada en información del INE.

CUADRO 1. Prueba de quiebre estructural en el periodo 1999.3. Series producto interno bruto, ocupación y salario (INE)

Serie	Estadístico F^*	Razón de verosimilitud*	Prob. $F(2, 45)^*$	Prob. $\chi^2(2 \text{ g.l.})^*$
Producto interno bruto (niveles)	16.82	27.35	0.00	0.00
Producto interno bruto (logaritmo)	9.915	17.89	0.00	0.00
Ocupación (niveles)	26.71	38.34	0.00	0.00
Ocupación (logaritmo)	22.77	34.26	0.00	0.00
Costo de la mano de obra (índice)	9.80	17.72	0.00	0.00

FUENTE: elaboración propia con base en las estadísticas del BCC y del INE.

* Todas las pruebas detectan quiebre estructural, por arriba de 99.9%.

Una primera aproximación a los datos sugiere que, efectivamente, la detonación de la crisis asiática en Chile se reflejó en las variables estudiadas como quiebre temporal en las series al tercer trimestre del año 1999. Además, la evidencia podría sustentar las hipótesis que indican la existencia de costos de ajuste importantes a las plantas óptimas o sustitución de trabajo por capital. Sin embargo, el quiebre de distintas series individuales no significa un quiebre en la relación entre estas variables o, más específicamente en este caso, un quiebre en la función de demanda laboral. Además, no sólo es importante evaluar los potenciales efectos cualitativos que pueden haber tenido las distintas variables, sino también su importancia cuantitativa. Por

ello, es necesario utilizar un procedimiento estadístico que permita probar si hubo o no hubo quiebre en esta función en el periodo analizado y cuál es el poder explicativo de las distintas hipótesis planteadas.

III. MODELO ECONOMÉTRICO

Un modelo VAR en su versión de mecanismo de corrección de errores (VECM) se representa como:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\Pi} \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \boldsymbol{\Gamma}_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\Psi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (8)$$

donde Δ es el operador de diferencias, $\mathbf{x}'_t [x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{p,t}]$ es un vector de variables estocásticas de dimensión p ; $\boldsymbol{\Gamma}_i$ y $\boldsymbol{\Pi}$ son matrices de dimensión $p \times p$, \mathbf{D}_t es una matriz de variables determinísticas y $\boldsymbol{\Psi}$ es el vector de parámetros correspondiente; $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N_p(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega})$.

Si $\boldsymbol{\Pi}$ tiene rango reducido, $0 < r < p$, entonces se puede descomponer en $\boldsymbol{\Pi} = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}'$, donde $\boldsymbol{\alpha}$ y $\boldsymbol{\beta}$ son matrices de dimensión $p \times r$ y poseen rango columna completo. Además, si $\boldsymbol{\Pi}$ tiene rango reducido y $\boldsymbol{\alpha}' \boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\beta}$ posee rango completo, donde $\boldsymbol{\Gamma} = \mathbf{I}_p - \sum_{i=1}^{k-1} \boldsymbol{\Gamma}_i$, entonces $\mathbf{x}_t \sim I(1)$. Las relaciones cointegradas $\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_t$ definen relaciones estacionarias entre variables no estacionarias que potencialmente representan relaciones de largo plazo (Juselius, 2006).

El modelo también permite el análisis de corto plazo. Este análisis es muy importante desde el punto de vista de la coyuntura económica, ya que puede contribuir a entender la trayectoria de ajuste de la ocupación (y de todas las variables) en el corto plazo.

Para probar las cuatro hipótesis especificadas en la sección I con este modelo, se requiere definir procedimientos específicos. Estas hipótesis se probarán en el espacio de cointegración determinado por la ecuación (8). Las hipótesis de las ecuaciones (4) y (5) requieren realizar pruebas de estabilidad sobre los parámetros específicos en la ecuación de cointegración, antes y después de la crisis asiática. En cambio, la hipótesis de la ecuación (6) se puede probar sobre los coeficientes de ajuste, $\boldsymbol{\alpha}$, con procedimientos estándares. Si no existen costos de ajuste, el efecto de las variables rezagadas será nulo.

Finalmente, la hipótesis de la ecuación (7) sólo requiere una prueba de estabilidad general del vector cointegrado. Esto último se puede hacer con una prueba recursiva de constancia de los vectores (véase Juselius, 2006).

Las dos primeras pruebas —ecuaciones (4) y (5)— son un poco más complejas porque requieren pruebas de diferencias en parámetros específicos del vector de cointegración entre distintos subperiodos. Consideremos primero la hipótesis de la ecuación (5). Lütkepohl y Krätsig (2004) indican que es posible considerar quiebres con variables mudas en el vector de cointegración dado que no afectan la distribución asintótica bajo la hipótesis nula. Para ello introducimos la variable muda que toma valor cero en todos los periodos previos a la crisis asiática y uno en todos los periodos posteriores al inicio de la manifestación de esta crisis en el mercado del trabajo. Esto permite probar diferencias en el intercepto de la ecuación de demanda antes y después de la crisis asiática, mediante una prueba de restricción cero del parámetro en la variable muda sobre el vector de cointegración.

Para la hipótesis 4 utilizamos el modelo de vectores autorregresivos generalizado desarrollado por Hansen (2003), con el fin de probar cambios estructurales en los vectores. Para esto se aplica un método de estimación de regresión generalizada de rango reducido, el cual permite aplicar restricciones lineales a todos los parámetros y probar cambios estructurales en cualquier subconjunto de parámetros. Con esta técnica podemos probar específicamente si el parámetro que representa la elasticidad como resultado de la demanda por trabajo tuvo cambios estructurales posteriores a la crisis asiática.

De acuerdo con esta metodología (véase Hansen, 2003), si se quiere probar cambios estructurales en las relaciones de cointegración, β , mientras que los coeficientes de ajustes, α , permanecen constantes, el modelo VECM se puede plantear de la siguiente forma:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \alpha \beta'_1 \mathbf{1}_{1t} \mathbf{x}_{t-k}^* + \dots + \alpha \beta'_m \mathbf{1}_{lt} \mathbf{x}_{t-1}^* + \Theta \mathbf{y}_{2t} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (9)$$

donde m corresponde al número de periodos en los que se divide la muestra, \mathbf{x}_t es el vector que contiene las variables endógenas del modelo, \mathbf{x}_{t-1}^* es el vector que contiene todas las variables estocásticas más las variables determinísticas que se agregan al espacio de cointegración, $\mathbf{y}_{2t} = (\mathbf{1}_{1t} \tilde{\mathbf{y}}'_{2t}, \dots, \mathbf{1}_{mt} \tilde{\mathbf{y}}'_{2t})'$, $\tilde{\mathbf{y}}'_{2t} = (\Delta \mathbf{x}'_{t-1}, \dots, \Delta \mathbf{x}'_{t-(k+1)}, \mathbf{D}'_t)'$, Θ es una matriz de parámetros y $\mathbf{1}_{jt} = \mathbf{1}(T_{j-1} + 1 \leq t \leq T_j)$ con $j = 1, \dots, m$, $\mathbf{0}$ en otro caso.

En nuestro caso, se tiene $m = 2$, y

$$\mathbf{1}_{1t} = \begin{cases} 1 & t \in 1995.1 - 1999.2 \\ 0 & e.o.c \end{cases} \quad \mathbf{1}_{2t} = \begin{cases} 1 & t \in 1999.3 - 2007.4 \\ 0 & e.o.c \end{cases}$$

IV. RESULTADOS

Primero se presentan los resultados de las estimaciones del vector de cointegración y los análisis de especificación del mismo, luego los resultados de las pruebas acerca de cambios en la función de demanda laboral. El modelo de vectores autorregresivos propuesto fue estimado con información trimestral de la economía chilena para el periodo 1995.1-2007.4 y el vector de información utilizado es $\mathbf{x}'_t = [l_t, y_t, w_t, p_{c,t}, e_t]$ donde l es el log del número de ocupados, y es el log del producto interno bruto, w es el log del costo real de la mano de obra, p_c es el log del costo real del capital y e es el log del tipo de cambio real.¹²

Previo a la estimación de la prueba de cointegración se realizaron distintas pruebas de especificación. Se utilizaron las pruebas de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller aumentado (DFA) (Dickey y Fuller, 1979 y 1981), y la prueba de Phillips Perron (PP) (Phillips y Perron, 1988) para probar el orden de integración de cada una de las variables individuales. Los resultados indican que no se puede rechazar la hipótesis de integración de orden uno de las series a 95% de confianza.¹³ Luego, para determinar el número de rezagos óptimos del VAR se recurrió, en una primera etapa, a la utilización de criterios de selección estadísticos y, en una segunda etapa, al análisis estadístico de los residuos del VAR tomando como base el número de rezagos de la primera etapa. Se aplicaron los criterios de selección estadísticos de Akaike, Hannan-Quinn, y Schwarz para el número de rezagos óptimo del VAR, k , entre un total de cuatro rezagos. Como variables exógenas se incluyeron una constante y dummies estacionales centradas. Finalmente se optó por una especificación con dos rezagos para el VAR.

Para la elección del número de vectores de cointegración, r , y los elementos determinísticos que lo componen, se utilizó el principio de Pantula en conjunto con la prueba de traza (Harris, 1995). El resultado se muestra en el cuadro 2.

De acuerdo con el cuadro 2, y utilizando el principio de Pantula, no es posible rechazar la existencia de un vector de cointegración. Además, el modelo que representa a dicho vector es el número tres (existe tendencia lineal en las variables, pero no en el espacio de cointegración). Por lo tanto, el modelo utilizado para estimar el vector de cointegración es:

¹² La descripción de las variables utilizadas se presenta en el apéndice.

¹³ Se probaron especificaciones sin y con constante, además de con constante y tendencia. El número de rezagos fue seleccionado de acuerdo con el criterio de Akaike entre un máximo de cuatro rezagos.

CUADRO 2. *Aplicación del principio de Pantula con base e un VAR (2) mediante el estadístico de traza^{a, b}*

$H_0: r =$	Estadístico de la traza		
	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
0	116.49	86.40	126.38
1	68.33	43.77*	72.47
2	30.70	21.93	36.81
3	14.01	7.10	17.32
4	3.35	—	2.51

FUENTE: elaboración propia.

^a Modelo 2: constante restringida al espacio de cointegración, no existe tendencia lineal. Modelo 3: tendencia ortogonal a las relaciones de coingración. Modelo 4: constante y tendencia no restringida.

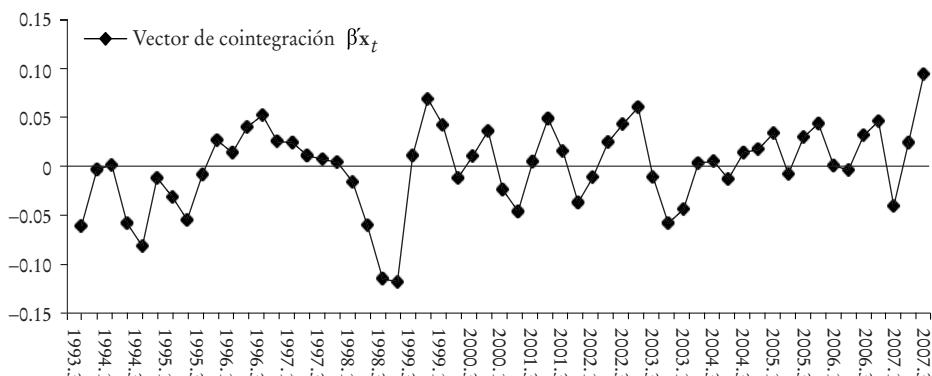
^b Los valores críticos corresponden a los obtenidos en el programa JMulTi 4 de acuerdo a Doornik (1998).

* No rechazo la hipótesis nula a 5%.

$$\mathbf{1}_{1t} = \begin{cases} 1 & t \in 1995.1 - 1999.2 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases} \quad \mathbf{1}_{2t} = \begin{cases} 1 & t \in 1999.3 - 2007.4 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases} \quad (10)$$

donde \mathbf{D}_t incluye tres variables estacionales ortogonalizadas y $\mathbf{1}$ es un vector de constantes.¹⁴ El vector estimado, $\beta' \mathbf{x}_t$, se representa en la gráfica 5.

GRÁFICA 5. *Relación ecuación de cointegración*



FUENTE: elaboración propia.

Como siguiente paso, se probaron algunas hipótesis del espacio de cointegración. Específicamente, se interpretó el vector de cointegración como una función de demanda laboral, y se probaron dos hipótesis relativas a esta función. Primero, si existía homogeneidad de grado cero en precios y,

¹⁴ El apéndice presenta el análisis de estabilidad del modelo 9 e indica, basado en las pruebas de fluctuación de los valores propios, que los coeficientes del modelo estimado son estables.

segundo, si la elasticidad producto de la demanda era igual a la unidad (homogeneidad de grado uno en el producto). Si se denota por $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ y β_4 y a los parámetros asociados a las variables y, w, p_c y e , respectivamente, estas hipótesis se pueden formular como $H_1: \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 = 0$ y $H_2: \beta_1 = 1$. En el cuadro 3 se muestran los resultados de estas pruebas.

CUADRO 3. *Prueba de hipótesis función de demanda*

Hipótesis	Distribución	Valor <i>p</i>
Homogeneidad grado cero en precios $H_1: \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 = 0$	$\chi^2(1) = 0.27$	0.60
Homogeneidad grado uno en producto $H_2: \beta_1 = 1$	$\chi^2(1) = 12.01$	0.00

FUENTE: resultados propios.

De acuerdo con las pruebas estadísticas, no es posible rechazar la hipótesis nula de homogeneidad cero en precios y sí se rechaza la hipótesis de elasticidad unitaria en el producto. Gracias a ello se estimó el vector de cointegración, considerando la restricción de precios y utilizando el método de estimación simple de dos pasos (S2S) (Lütkepohl y Krätzig, 2004). El resultado obtenido fue el siguiente vector:

$$l_t = \frac{0.951}{(11.063)} y_t - 0.588 w_t + \frac{0.151}{(5.358)} p_{c,t} + \frac{0.437}{(7.361)} e_t \quad (11)$$

donde el valor entre paréntesis representa el valor *t* del respectivo coeficiente.¹⁵

1. *Pruebas de hipótesis sobre cambios en la función de demanda laboral*

Las pruebas de hipótesis se hicieron considerando la función de demanda laboral basada en el vector de cointegración de la siguiente forma:

$$l_t = \beta_1 y_t + \beta_2 w_t + \beta_3 p_{c,t} + \beta_4 e_t \quad (12)$$

Para probar la hipótesis sobre un quiebre estructural en el intercepto de la función de demanda laboral (véase, Lütkepohl y Krätzig, 2004) antes y después de la crisis asiática se introdujo una variable dummy en el espacio de cointegración, con la siguiente especificación:

¹⁵ El coeficiente asociado al costo de la mano de obra no presenta valor *t* porque es usado para normalizar la restricción de homogeneidad.

$$DS993_t = \begin{cases} 1 & t \in 1999.3 - 2007.4 \\ 0 & e.o.c. \end{cases}$$

Se reestimó el vector de cointegración y se probó el rechazo de la hipótesis nula de no significancia en el coeficiente de esta variable *dummy* ($H_3: \beta_5 = 0$). Esto se probó mediante la prueba de Wald. El resultado de este procedimiento se muestra en el cuadro 4; éste indica que no se encuentra un quiebre en la función de demanda por trabajo entre ambos subperiodos asociado a cambios en el intercepto de la función.¹⁶ Este resultado sugiere que la hipótesis que la reducción en la demanda laboral posterior a la crisis por el ajuste de dotaciones de personal desde niveles subóptimos a óptimos en las empresas, al menos al nivel agregado, no tiene suficiente apoyo empírico.

Para probar la hipótesis de cambio en la elasticidad como resultado de la demanda laboral a largo plazo entre subperiodos, con base en el modelo especificado en la ecuación (13), y asumiendo que en cada subperiodo existe sólo un vector de cointegración, se estimaron los siguientes modelos de acuerdo a la metodología de Hansen (2003):

El primer modelo asume la existencia de un solo vector para cada subperiodo, donde los coeficientes de los vectores son libremente estimados entre subperiodos. El segundo modelo asume la existencia de un solo vector para cada subperiodo, bajo la restricción que los coeficientes de las mismas variables son iguales entre sub-periodos. El tercer modelo asume la existencia de un solo vector para cada subperiodo bajo la restricción que los coeficientes de las mismas variables son iguales entre subperiodos, con la excepción del parámetro que representa la elasticidad producto-ocupación el cual se permite que varíe libremente.

Se probaron dos hipótesis con base en los modelos anteriores: la primera hipótesis, H_4 , analiza la estabilidad estructural del vector de cointegración entre subperiodos asumiendo que los coeficientes del vector son iguales entre subperiodos. La hipótesis alterna corresponde al primer modelo. El resultado de la hipótesis H_4 , que se muestra en el cuadro 4, indica que no existe evidencia de inestabilidad en el vector cointegrado en el periodo analizado. Este resultado es consistente con los obtenidos anteriormente sobre la estabilidad del vector cointegrado. En términos de las hipótesis planteadas en

¹⁶ También se probó con una variable *dummy* de impulso en el trimestre 1999.3, con igual resultado.

la sección I esta prueba corresponde a la cuarta hipótesis, sobre cambios en distintos parámetros del modelo entre los dos subperiodos. Los resultados indican que no existe evidencia de cambio generalizado en la función de demanda en Chile, como Martínez, Morales y Valdés (2001) sugieren.¹⁷

La segunda hipótesis, H_5 , analiza la existencia de un quiebre estructural caracterizado por dos vectores iguales entre periodos, excepto la elasticidad ocupación-producto que se permitió variara libremente entre subperiodos. Esta prueba pretende probar específicamente la hipótesis que la elasticidad producto de la demanda por trabajo se mantuvo constante a lo largo del periodo. La hipótesis alterna corresponde al segundo modelo. El resultado de la hipótesis H_5 , que se muestra en el cuadro 4, indica que es probable que haya ocurrido un cambio estructural en la elasticidad producto de la demanda por trabajo entre ambos subperiodos, a pesar de que las pruebas de estabilidad general señalan que la función de demanda se mantuvo estable entre ambos subperiodos. Esto contrasta con la opinión generalizada encontrada en la literatura, que indica que no existió cambio estructural a raíz de la crisis asiática y especialmente en relación con la elasticidad producto de la demanda por trabajo en Chile.

CUADRO 4. *Hipótesis de estabilidad de la función de demanda y costos de ajustes*

Hipótesis	Distribución	Valor <i>p</i>
Significancia <i>dummy</i> cambio en media	$\chi^2(1) = 1.87$	0.18
Cambio estructural de todos los parámetros	$\chi^2(1) = 2.38$	0.79
Cambio estructural elasticidad ocupación-producto	$\chi^2(1) = 3.10$	0.07
Ausencia costos de ajustes	$T_1(1) = 12.64$	0.02

FUENTE: resultados propios.

Cabe señalar que los resultados obtenidos indican que la estimación puntual de la elasticidad producto de la demanda por trabajo, en el subperiodo posterior al quiebre de la muestra, es superior a la del subperiodo antes de la crisis. Es decir, los valores estimados sugieren que la elasticidad producto aumentó en el periodo poscrisis, al contrario de lo que sugerían los analistas. En cualquier caso, no es congruente con la idea de que la elasticidad se redujo posterior a la crisis.

Finalmente, para probar la hipótesis sobre la existencia de costos de ajus-

¹⁷ Naturalmente, este resultado es condicional al periodo que se eligió para truncar la muestra en dos subperiodos.

te se estimó el modelo con corrección de errores (VECM), que incluye la dinámica de corto plazo de la ecuación de demanda. A continuación se presenta el modelo VECM estimado,

$$\begin{bmatrix} \Delta l_t \\ \Delta y_t \\ \Delta w_t \\ \Delta p_{c,t} \\ \Delta e_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.115 \\ (-1.546) \\ 0.379 \\ (3.301) \\ -0.003 \\ (-0.054) \\ -0.234 \\ (-0.207) \\ 0.388 \\ (1.443) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.000 & -0.951 & 0.588 & -0.151 & -0.437 \\ & (-11.063) & & (-5.358) & (-7.361) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} l_{t-1} \\ y_{t-1} \\ w_{t-1} \\ p_{c,t-1} \\ e_{t-1} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} -0.161 \\ (-1.309) \\ 0.039 \\ (0.207) \\ -0.001 \\ (-0.009) \\ 1.072 \\ (0.570) \\ -0.045 \\ (-0.101) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.077 \\ (0.924) \\ 0.141 \\ (1.092) \\ -0.137 \\ (-2.489) \\ -0.960 \\ (-0.754) \\ -0.382 \\ (-1.268) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.404 \\ (2.194) \\ 0.617 \\ (2.169) \\ 0.059 \\ (0.484) \\ 2.180 \\ (0.774) \\ -0.274 \\ (-0.411) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.017 \\ (1.614) \\ 0.017 \\ (1.053) \\ 0.000 \\ (0.013) \\ 0.238 \\ (1.460) \\ 0.034 \\ (0.878) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.036 \\ (1.081) \\ 0.092 \\ (1.787) \\ -0.023 \\ (-1.070) \\ 0.295 \\ (0.583) \\ 0.197 \\ (1.639) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta l_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta w_{t-1} \\ \Delta p_{c,t-1} \\ \Delta e_{t-1} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} 0.550 \\ (1.046) \\ 3.126 \\ (3.843) \\ -0.132 \\ (-0.380) \\ 9.005 \\ (1.119) \\ 6.655 \\ (3.495) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0.038 \\ (-5.406) \\ -0.044 \\ (-4.064) \\ 0.018 \\ (4.026) \\ -0.012 \\ (-0.110) \\ 0.062 \\ (2.464) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0.054 \\ (-10.579) \\ -0.029 \\ (-3.606) \\ 0.001 \\ (0.438) \\ -0.109 \\ (-1.391) \\ 0.045 \\ (2.410) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0.041 \\ (-6.640) \\ -0.072 \\ (-7.612) \\ 0.001 \\ (0.261) \\ -0.001 \\ (-0.008) \\ 0.075 \\ (3.377) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C \\ S1_t \\ S2_t \\ S3_t \end{bmatrix}$$

donde los valores entre paréntesis son los valores t .¹⁸

¹⁸ $C, S1, S2$ y $S3$ corresponden a la constante y a variables *dummies* estacionales centradas ortogonalizadas respectivamente.

Para probar la hipótesis sobre costos de ajuste, se deben reordenar los resultados de este modelo en primeras diferencias a un modelo en niveles. Los resultados del modelo general de corrección de errores muestran la siguiente relación entre l_t y sus propios rezagos:

$$\Delta l_t = \alpha_1 l_{t-1} + \Gamma_{11} \Delta l_{t-1}$$

Dado que en el largo plazo $l_t = l_{t-1} = l_{t-2}$, para evaluar la hipótesis de ausencia de costos de ajustes se debe analizar la significancia del coeficiente $(1 + \alpha_1 + \Gamma_{11} - \Gamma_{11})$. Por lo tanto, la hipótesis se puede plantear como $H_0: \alpha_1 + 1 = 0$ y el resultado, que se muestra en el cuadro 4, indica que se rechaza la hipótesis nula, lo cual sugiere que existen costos significativos de ajuste en el largo plazo. Lo anterior significa una relación entre el multiplicador y un choque a como sigue:

$$l_t = (1.00/0.115) a = 8.69a$$

En otras palabras, la relación rezagada de l_t involucra un gran efecto de amplificación. En términos cuantitativos, los efectos acumulados de un *shock* sobre la ocupación se amplifican aproximadamente 8.7 veces. Este resultado sugiere que una de las razones por las cuales el empleo demoró tanto en recuperarse en el caso chileno, posterior a la crisis asiática fue la existencia de importantes costos de ajuste del empleo en el mercado laboral.

CONCLUSIONES

En este artículo se ha estudiado la manera en la que se ajustó el mercado laboral en Chile posterior a la crisis asiática. El foco del estudio ha sido probar distintas hipótesis que podrían explicar la lenta recuperación del empleo agregado posterior a la crisis en comparación con la recuperación del producto. Para probar estas hipótesis se estimó el modelo de demanda laboral con el método de cointegración basado en vectores autorregresivos y se probó la cointegración con el método de Johansen (1988). Finalmente, se desarrollaron pruebas específicas, basadas en Lütkepohl y Krätzig (2004) y Hansen (2003), que permiten probar en forma apropiada las distintas hipótesis que se han barajado en la literatura sobre la lenta recuperación del empleo en Chile, posterior a la crisis asiática.

Los resultados obtenidos indican que, si bien existe evidencia de un quiebre brusco en la evolución del empleo (y otras variables) en el periodo en que estalló la crisis asiática en el país, no existe evidencia sobre inestabilidad global en la función de demanda laboral en el periodo, tanto en el corto como en el largo plazo. Esto, sin embargo, no es válido para cambios en la elasticidad producto de la demanda. En este caso, existe evidencia suficiente para sospechar que se produjo un quiebre en la elasticidad producto de la función de demanda por trabajo entre los subperiodos previos y posteriores al año 1999. Sin embargo, la dirección de este cambio no es el que se suponía en la discusión previa sobre la estabilidad (o falta de estabilidad) en la función de demanda por trabajo a raíz de la crisis asiática. Los resultados sugieren que esta elasticidad aumentó en el periodo posterior a la crisis. Esto es contrario a la hipótesis que se ha barajado en la discusión sobre las causas del ajuste del empleo poscrisis, y no contribuye a explicar la lentitud en la recuperación de este. Por otra parte, no se encuentra evidencia acerca de que los ajustes en dotaciones subóptimas, por parte de las empresas posteriormente a la crisis, haya sido importante a nivel agregado. Finalmente, la evidencia sobre costos de ajuste, cuando se considera la dinámica de corto plazo y la interacción entre las distintas variables, sugiere que una explicación plausible por el largo periodo que tomó al empleo en Chile en recuperarse después de la crisis asiática, puede haber sido la existencia de costos de ajuste importantes. El mercado laboral chileno muestra un alto grado de persistencia, lo que se traduce en que una vez que el nivel de ocupación cae, a consecuencia de un choque negativo, demora bastante tiempo en volver a recuperar los niveles previos.

Desde la perspectiva del diseño de política económica, los resultados del estudio indican que la lentitud en el ajuste del mercado laboral chileno responde a razones estructurales en la economía chilena, y descarta que se deba a razones circunstanciales, como podría ser una determinada constelación de precios relativos o la existencia de niveles de dotación de personal subóptimos. Esto sugiere que se deben introducir reformas que aumenten la capacidad de recuperación del empleo, para evitar que se repitan eventos como el vivido durante la crisis asiática, con los costos sociales y políticos que esto conlleva.

El método desarrollado no permite identificar los elementos específicos en el mercado laboral que pueden estar generando esta persistencia. Si bien en la discusión pública se han esgrimido distintas explicaciones sobre las causas de la rigidez en el mercado laboral, no es evidente que cualquier argumento se

ajuste al patrón observado. Por ejemplo, los altos costos de despido existentes en la economía chilena, que han sido indicados como potenciales responsables de la rigidez en el mercado laboral, no parecen ser una buena explicación en este caso. Ello, porque si bien estos costos deberían dificultar la reducción del empleo, no es evidente que también deberían dificultar la recuperación de este, que es el asunto relevante en esta discusión. Por ello, los resultados de este estudio apuntan a que se requiere desarrollar mayor investigación sobre las razones para la persistencia del empleo agregado en el mercado laboral chileno.

El resultado que sugiere que hubo un cambio en la elasticidad producto de la demanda por trabajo sirve para resaltar la importancia de poner a prueba formalmente las hipótesis que surgen del debate público. En la discusión previa, la posibilidad de un incremento en la elasticidad producto de la demanda laboral nunca fue sugerida. Sin embargo, los resultados obtenidos en este trabajo indican que ésta es una posibilidad altamente probable. Es decir, que un punto de crecimiento del producto en el periodo después de la crisis generó mayor cantidad de empleo que lo que generaba previo a la crisis.

APÉNDICE

La fuente de información para la ocupación es la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). La información se encuentra disponible en forma continua y comparable desde el año 1986 hasta el año 2008. Por limitaciones muestrales de otras variables, definimos el periodo muestral trimestral 1995.1-2007.4. Para la variable de producto se utilizó la serie producto interno bruto de las Cuentas Nacionales del Banco Central de Chile (BCCH). Para los salarios se usó la serie de costo de la mano de obra del INE, que se encuentra disponible en el periodo 1993.1-2008.1. El costo laboral de esta fuente se deflactó por el índice de precios al consumidor, calculado por el INE. Esta nueva serie se denominó “salario real”. Para el tipo de cambio real se utilizó la serie mensual del tipo de cambio real calculado por el BCCH, que fue trimestralizada con promedios simples. Finalmente, para construir una serie de costo de capital se utilizó la metodología propuesta por Martínez, Morales y Valdés (2001) (para detalles véase la subsección 1 de este apéndice).

1. *Cálculo del costo de capital*

El cálculo del costo de capital se basó en el procedimiento sugerido por Martínez, Morales y Valdés (2001). Según la fórmula dada en este trabajo, se tiene que el costo de capital es

$$P_{c,t} = \left[\underbrace{r_t + \delta}_{1)} - \underbrace{\frac{p_{t+1}^e - p_t(k)}{p_t(k)}}_{2)} \right] \times \left[1 - \underbrace{\tau_t f_t}_{4)} \right] \underbrace{p_t(k)}_{5)} \quad 6)$$

donde el número que aparece bajo cada expresión es una serie que se detalla más abajo:

- 1) Tasa de colocación indizada de 90 a 360 días del sistema bancario. Se trabajó con el promedio trimestral de la tasa, reajustada por la Unidad de Fomento, dado que la tasa está publicada en forma mensual.
- 2) Tasa de depreciación equivalente anual de 10%. Se trabajó con la equivalente trimestral de 2.41%.
- 3) Ganancia de capital esperada por mantener el capital. La ganancia esperada para el periodo t se obtiene aplicando un promedio móvil de la ganancia efectiva entre $t - 2$ y $t + 1$.
- 4) Tasa de impuesto de primera categoría efectiva de cada año.
- 5) Capacidad de descuento de impuesto. Se asume igual a uno.
- 6) Precio relativo del capital. Se considera que es la razón entre el deflactor de la formación bruta de capital fijo y el deflactor total del PIB.
- 7) Costo de capital: resultado de ejecutar la fórmula.

Para construir la tercera expresión se procedió de la siguiente manera:

Paso 1: determinación de la ganancia efectiva de capital para el trimestre t .

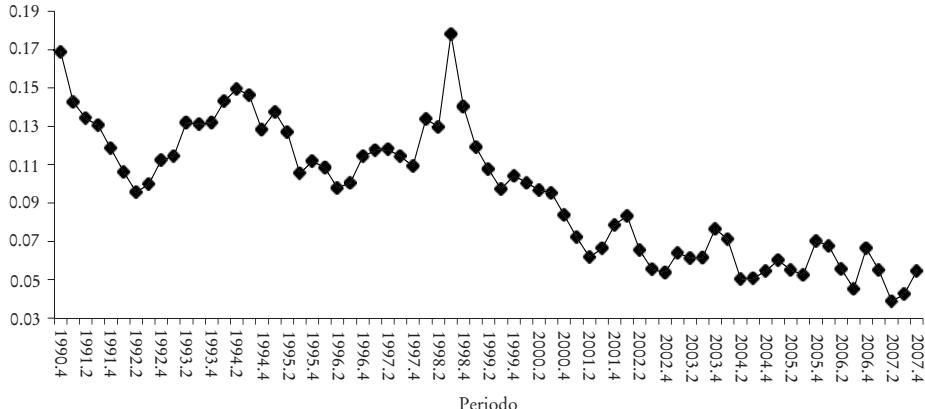
$$\text{Ganancia efectiva } (t) = \frac{p_t(k) - p_{t-1}(k)}{p_{t-1}(k)}$$

Nótese que la ganancia efectiva del capital en el trimestre t no puede ser conocida hasta saber el valor del precio del capital en el trimestre t . Es por eso que la serie se diferencia en los subíndices respecto a la tercera expresión.

Paso 2: determinación de la ganancia esperada de capital para el trimestre t . Ésta corresponde a la tercera serie y se calcula de acuerdo al siguiente promedio móvil:

$$\text{Ganancia efectiva } (t) = \frac{\sum_{i=t-2}^{t+1} \text{Ganancia efectiva}}{4}$$

A continuación se presenta la gráfica de la séptima serie:

GRÁFICA A1. *Costo del capital en el periodo trimestral 1990.4-2007.4*

FUENTE: elaboración propia.

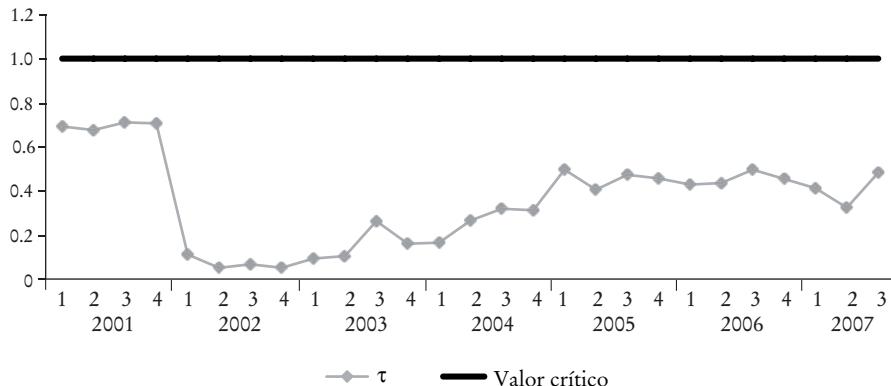
Para calcular la ganancia esperada del capital también se probó calcular el precio esperado del capital en el trimestre t , como un promedio móvil del precio relativo del capital y luego, a partir de éste, se calculó la ganancia esperada. Pero se prefirió la primera opción porque entregaba una serie más suave.

2. *Estabilidad del modelo VECM*

Para analizar la estabilidad del vector de cointegración y del VECM se utilizó el test de fluctuación de los valores propios. Se aplicaron dos tipos de análisis de estabilidad. Uno que considera que los parámetros de corto plazo son estables y, por tanto, se centra en la estabilidad de los vectores de cointegración a través del análisis de los valores propios, y el otro que considera tanto los parámetros de corto como de largo plazo (VECM). Dado que en el caso analizado $r = 1$, existe sólo un valor propio no nulo. En la gráfica A2 se presenta el análisis de estabilidad para este vector (τ). De éste se desprende que no es posible rechazar a 95% de confianza que el vector cointegrado sea invariante en el tiempo.¹⁹

Al analizar el VECM, es decir, considerando los parámetros de corto y largo plazo, el valor propio recursivo, presentado en la gráfica A3, no es muy diferente del presentado en la gráfica A2 —sólo difiere en el intervalo de confianza— lo cual indicaría que los parámetros tanto de corto como de largo plazo del VECM son estables. Lo anterior se confirma en la gráfica A3, el cual muestra la estabilidad del valor propio e indica que en ningún periodo el estadístico excede su valor crítico 5%

¹⁹ Cabe recordar que esta prueba se puede interpretar como de estabilidad en los parámetros del modelo —ecuación (7)—.

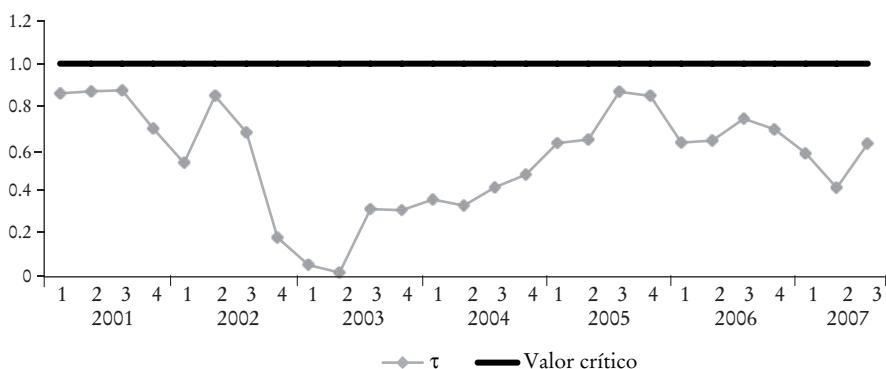
GRÁFICA A2. Evolución del estadístico $\tau^{a, b, c}$ 

FUENTE: elaboración propia.

^a El intervalo de confianza para el valor propio recursivo se obtuvo con una desviación estándar que es estimada en forma recursiva y se basa en las mismas submuestras del valor propio.

^b El periodo para estimar los valores recursivos empieza en el cuarto trimestre del año 1998.

^c Para mayor detalle véase Lütkepohl y Krätzig (2004).

GRÁFICA A2. Evolución del estadístico VECM^{a, b, c}

FUENTE: elaboración propia.

^a El intervalo de confianza para el valor propio recursivo se obtuvo con una desviación estándar que es estimada en forma recursiva y se basa en las mismas submuestras del valor propio.

^b El periodo para estimar los valores recursivos empieza en el cuarto trimestre del año 1998.

^c Para mayor detalle véase Lütkepohl y Krätzig (2004).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Albagli, E., S. García y J. Restrepo (2004), “Labor Market Rigidity and Structural Shocks: An Open-Economy Approach for International Comparisons”, documento de trabajo del Banco Central de Chile núm. 263, Banco Central de Chile, Santiago de Chile.

- Andrews, D. (1993), "Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Journal of the Econometric Society*, vol. 61, núm. 4, pp. 821-856.
- Bellani, D., P. García y E. Pastén (2002), "Curva de Bederidge, vacantes y desempleo: Chile 1986.I – 2002.II", *Economía Chilena*, vol. 5, núm. 3, pp. 105-119.
- Bergoeing, R. y F. Morandé (2002), "Crecimiento, empleo e impuestos laborales: Chile 1998-2001", *Latin American Jorunal of Economics*, vol. 39, núm. 117, pp. 157-174.
- Chow, G. C. (1960), "Test of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, vol. 28, núm. 3, pp. 591-605.
- Cobb, M., y L. Opazo (2008), "Microeconomic Evidence of Nominal Wage Rigidity in Chile", documentos de trabajo del Banco Central de Chile núm. 496, Banco Central de Chile, Santiago de Chile.
- Cowan, K., A. Micco, A. Mizala, C. Pagés y P. Romaguera (2003), "Un Diagnóstico del Desempleo en Chile", Banco Inter-American de Desarrollo y Universidad de Chile, manuscrito, pp. 1-98.
- Dickey, D. y W. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- Dickey, D. y W. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, pp. 1057-1072.
- Doornik, J. (1998), Approximations to Asymptotic Distribution of Cointegration Test", *Journal of Economic Surveys*, núm. 12, pp. 1973-593.
- Fallon, P. y D. Verry (1988), "The Economics of Labor Markets", Oxford U.K., Philip Allan.
- Gordon, R.J. (1981), "Output Fluctuations and Gradual Price Adjustment", *Journal of Economic Literature*, vol. 16, núm. 2, pp. 493-530.
- Guillén, A. (2000), "Efectos de la Crisis Asiática en América Latina", *Comercio Exterior*, vol. 50, núm. 7, pp. 539-547.
- Hamermesh, D. (1993), "Labor Demand", Princeton University Press.
- Hansen, P. R. (2003), "Structural Changes in the Cointegrated Vector Autoregressive Model", *Journal of Econometrics*, 114, pp. 261-295.
- Harris, R. (1995), "Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling", Londres, Prentice Hall.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Contro*, núm. 12, pp. 231-254.
- Juselius, K. (2006), "The Cointegrated VAR Model: Econometric Methodology and Macroeconomic Applications", Oxford, Oxford University Press.
- Layard, R., S. Nickell, y R. Jackman (1991), "Unemployment Macroeconomic Performance and the Labour Market", Oxford, Oxford Universiy Press.
- Lütkepohl, H. y M. Krätzig (2004), "Applied Time Series Econometrics", West Nyack, Cambridge University Press, Nueva York.

- Marinakis, A. (2006), “Wage Rigidity in Chile”, *CEPAL Review*, núm. 90, pp. 133-148.
- Martínez, C., G. Morales y R. Valdés (2001, “Cambios estructurales en la demanda por trabajo en Chile”, *Economía Chilena*, vol. 4. núm. 2, pp. 5-25.
- Phillips, P. y P. Perron (1988), “Testing for Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Tansini, R. y M. Zejan (1999), “El Impacto de la Crisis Asiática en el Cono Sur Latinoamericano”, Universidad de la República, Departamento de Economía, documento de trabajo, núm. 799, pp. 1-20.
- Tokman, V. E. (2010), “El empleo en crisis: Efectos y políticas”, CEPAL, Serie Macro-economía del Desarrollo, núm. 100.