

Desempleo en Chile 1998-2007: ¿Shocks Productivos o Distorsiones en el Mercado Laboral? *

Jorge Rodríguez Osorio **

Resumen

En este trabajo se estudia si es que acaso el desempleo observado en Chile para el período 1998-2007 puede ser atribuido únicamente a shocks transitorios a la productividad, o bien es resultado de quiebres estructurales causados por distorsiones impuestas al mercado laboral. Se encuentra evidencia a favor de la segunda hipótesis. En particular, se observan cambios estructurales significativos para los años 1998 y 2001, a partir de los cuales hubo una mayor persistencia y un aumento en la media incondicional para la tasa de desempleo. Finalmente, a través de la calibración de dos modelos de equilibrio general, se evalúa la posibilidad de que distorsiones al mercado laboral puedan generar la dinámica que presentó el desempleo. Se encuentra que un alza en el impuesto al trabajo para el período 2001:04 (fecha de aprobación de las reformas laborales) entre 1 a 5 puntos porcentuales logra que el desempleo simulado se acerque a lo que muestran los datos.

*Este trabajo no hubiese sido posible si no es por la excelente guía de Rómulo Chumacero. Agradezco también valiosos comentarios de Juan Carlos Caro, Rodrigo Fuentes y Carlos Massad. Cualquier error es de exclusiva responsabilidad del autor.

**Cámara Chilena de la Construcción, Marchant Pereira No. 10, piso 3. Email: jrodriguez@cchc.cl.

Introducción

A fines del año 1997 se produjo Chile sufre un fuerte shock adverso a los términos de intercambio. A partir de entonces el desempeño de la economía empeoró considerablemente relativo a los años anteriores. Aquella condición se mantuvo constante durante un tiempo prolongado; a modo ilustrativo, el desempleo promedio para el período 1990-1997 alcanzó un 7%, mientras que para 1998-2006 fue de 12%¹.

Se ha demostrado que el factor que más ha contribuido al prolongado decaimiento en la actividad económica es el empleo (Bergoeing, Morandé y Piguillem, 2005). Por lo tanto, si se quiere entender las causas de la recesión, es clave un análisis del mercado laboral.

Con respecto al comportamiento del empleo, se pueden distinguir en la literatura dos hipótesis que intentan explicarlo. Por un lado, se argumenta que el desempleo observado se debe exclusivamente a shocks a la productividad, lo que implica que el magro desempeño económico es básicamente cíclico. En este caso, podríamos hablar de *persistencia* de la tasa de desempleo, la cual se origina en *rigideces* existentes en el mercado laboral previo a la crisis asiática.

Por otra parte, se dice que hubieron shocks de política que afectaron principalmente al mercado laboral y que han retardado la recuperación de la economía. En particular, dos candidatos son las fuertes alzas en salario mínimo hacia los años 1998-2000 y la reforma laboral introducida hacia fines del 2001. Si estas políticas hubiesen causado aumentos en los costos de contratación, se hablaría de cambios en la tasa natural de desempleo, lo que explicaría el hecho de que el desempleo se haya mantenido relativamente alto.

En este trabajo se intenta indagar en estas dos hipótesis. Para ello, en un primer ejercicio, se da cuenta de la existencia de quiebres estructurales para la tasa de desempleo. Se siguen las metodologías sugeridas por Hansen, B. (1996) y Bai y Perron (1998a y 1998b) para tal efecto. Por otro lado, se estudia la relación entre modelos ARFIMA y quiebres estructurales. Esto último es relevante para los objetivos de este estudio por dos razones. Primero, porque es posible que la estimación de quiebres sea espúrea, debido a la presencia de una raíz fraccionada en la serie de desempleo. Segundo, porque un modelo ARFIMA podría generar la persistencia necesaria para predecir correctamente lo ocurrido luego de la crisis asiática, avalando la hipótesis “cíclica”.

Para evaluar la posibilidad de que distorsiones en el mercado laboral puedan explicar la dinámica del desempleo, se calibran dos modelos de equilibrio general para la economía chilena, los cuales son sometidos a shocks productivos (crisis asiática) y aumentos en el impuesto al trabajo. Estas alzas son impuestas en los años 1999 y 2001, de manera de capturar las fechas de dos cambios relevantes en el período: salario mínimo y reformas laborales respectivamente.

¹Datos encuesta empleo Universidad de Chile, para la Región Metropolitana.

La conclusión principal de este trabajo es que el desempleo observado después de 1998 no puede ser exclusivamente explicado por shocks temporales al producto.

Primero, comprobamos que el modelo univariado AR(1) no es capaz de reproducir la suficiente rigidez que se observa. Asimismo, descartamos la posibilidad de modelos de memoria larga (ARFIMA), y de raíz unitaria a favor de la alternativa de quiebres estructurales como el proceso que estaría detrás de esta aparente rigidez. Encontramos quiebres significativos para los períodos 1998:02 y 2001:03, las cuales se aproximan a dos fechas importantes para los objetivos de este trabajo: crisis asiática y las reformas laborales.

Finalmente, del análisis de las simulaciones provenientes de los modelos estocásticos de equilibrio general, encontramos que la explicación más plausible para la dinámica observada del desempleo es un aumento en el impuesto al trabajo del orden de 1 a 5 puntos porcentuales, según sea el modelo utilizado. Esto logra que el desempleo simulado tenga un comportamiento parecido al desempleo real. Si se simula solamente un shock transitorio a la productividad (crisis asiática), las simulaciones muestran la imposibilidad de que el sólo shock reproduzca lo observado.

1. Revisión de Literatura: Debate en Torno al Mercado Laboral

Los años que siguieron a la crisis asiática se caracterizaron por un largo período de bajo desempeño de la economía chilena, relativo a países como los del sudeste asiático, los cuales se lograron recuperar con mayor rapidez. La lenta recuperación llevó a indagar en aquellos aspectos que están definiendo esta aparente persistencia, sobre todo en variables relevantes para el mercado laboral.

En efecto, Bergoeing, Morandé y Piguillem (2005) comprueban que es el factor empleo el que más contribuye a la caída en el producto per-cápita. La hipótesis que los autores manejan es que distorsiones en el mercado laboral, producto de la modificación al código del trabajo en el año 2001 y la incertidumbre previa a ésta, explicarían la caída en empleo. Para comprobar su tesis, los autores calibran un modelo de equilibrio general determinístico, en donde encuentran que un aumento en el impuesto al trabajo del orden 6 puntos porcentuales es la alternativa más plausible para reproducir lo observado para Chile.

Con respecto al trabajo de Bergoeing, Morandé y Piguillem, es necesario recalcar algunos puntos que podrían sesgar las conclusiones obtenidas. Primero, el modelo escogido exhibe *perfect foresight*, por lo tanto subestima el impacto de shocks productivos, los cuales en su naturaleza no son anticipados por los agentes. Segundo, es sabido que el modelo neoclásico de oferta laboral no estaría capturando algunos hechos esenciales

del mercado laboral². Específicamente, estaría subestimando la elasticidad oferta laboral³. Este aspecto es crucial a la hora de evaluar la dinámica posterior a un shock de productividad; en un modelo con baja elasticidad de oferta, en donde además no existe incertidumbre, se necesitarán shocks desmedidamente fuertes para replicar el impacto inicial en desempleo.

Si bien el objetivo no es dilucidar cuál modelo es una mejor representación de los datos, igualmente se consideran dos alternativas para chequear la robustez de los resultados. Además, en ambas especificaciones se modeló explícitamente la incertidumbre dentro de las decisiones de los individuos, a través del método de perturbaciones (Schmitt-Grohe y Uribe, 2004).

Finalmente, el modelo neoclásico estándar tiene la característica de, en equilibrio, estar siempre en pleno empleo, por lo que el análisis se restringe a evaluar horas trabajadas. Para los datos chilenos, esto puede llevar a conclusiones erróneas, puesto que dentro de las normativas impuestas al código del trabajo en el año 2001 se incluye una disposición legal que disminuye el número de horas semanales máximas permitidas⁴. Para que el análisis no este contaminado por ésto, los dos modelos que se consideran acá tienen la posibilidad de examinar tasas de desempleo.

Otro estudio que indaga en el mercado laboral es el de Cowan et al. (2005). Allí, se concluye que la caída del empleo es puramente cíclica y que la persistencia observada se debe principalmente a la baja respuesta de los salarios. Los autores descartan la hipótesis de cambio de régimen comprobando la inexistencia de quiebres en una regresión de demanda de trabajo. Sobre este mismo punto, Martínez, Morales y Valdés (2001) encuentran un quiebre a fines del 2000. Para comprobar la hipótesis nula de cero quiebres ambos trabajos utilizan el test CSUM (Brown, Durbin, and Evans, 1975).

Por otro lado, el análisis anterior permite rechazar la hipótesis de un cambio estructural en el empleo, pero debido exclusivamente a un cambio en la elasticidad empleo-producto, es decir, a un quiebre debido a un progreso tecnológico sesgado hacia la utilización de capital. El cambio estructural puede deberse también a shocks institucionales, como podría ser el aumento del salario mínimo o la reforma laboral, lo que no es posible testear exclusivamente en un análisis de demanda de trabajo, dado que estos cambios institucionales pueden provocar quiebres de estructura en la oferta laboral también. Por otro lado, cualquiera de estos dos fenómenos (cambios tecnológicos e impuestos) debería trasladarse a cambios en el desempleo de equilibrio. Es por ello que en este estudio se trabaja directamente con las serie de desempleo para chequear la posibilidad de quiebres.

Finalmente, Albagli, García y Restrepo (2005) dan cuenta de la flexibilidad del mercado laboral chileno relativo a otros países mediante un análisis de IVAR (VAR es-

²Ver Kydland (1993), y Hansen, G. y Wright (1992) para mayor información al respecto.

³Cho y Cooley (1994) señalan que el no considerar que el empleo varía tanto en el margen intensivo como extensivo lleva a sesgo en la elasticidad oferta de trabajo.

⁴Esta ley entró en vigencia a partir de enero del 2005. Estipula una disminución de la jornada laboral de 48 a 45 horas semanales.

tructural o VAR identificado). La conclusión es que Chile es una de las economías más flexibles dentro del conjunto de países analizados en aquel estudio.

Si la tesis de Albagli, García y Restrepo (2005) es correcta, entonces el hecho de que hayan economías en las cuales el ajuste sea lento relativo a la economía chilena, pero que sin embargo estas mismas economías se recuperaron antes que Chile luego de lo acontecido en 1997, podría ser una señal de que no estemos en presencia de sólo persistencia en el desempleo, sino más bien de un cambio en su tasa de equilibrio.

Si sólo es persistencia, entonces el shock de la crisis asiática sería suficiente para reproducir la dinámica observada en el desempleo. Si hubieron quiebres, el sólo shock no explicaría la dinámica posterior.

La distinción de ambos conceptos es clave si se quiere entender qué es lo que estuvo detrás de la desaceleración de la economía y cuáles son las políticas pertinentes ante un hecho de similares características.

2. Análisis de la Serie de Desempleo

2.1. Estimaciones Univariadas

En un primer acercamiento al problema, se estiman tres representaciones univariadas AR(1) para la serie de desempleo usando las muestras 1974:04-1997:04, 1980:01-1997:04 y 1990:01-1997:04⁵. Luego, se calculan las funciones impulso-respuesta para 1999:02-2007:01, de manera de poder apreciar si estos modelos simples son capaces de replicar en alguna medida lo que muestran los datos.

En la Tabla 1 (ver apéndice) se encuentran los parámetros estimados para las tres alternativas de muestra. En la Figura 1 se grafican las funciones impulso-respuesta. Cabe destacar que la muestra 1990:01-1999:04 implica que tanto el parámetro autorregresivo como la constante son menores que los modelos estimados con los tramos de muestra más grandes. Esto provoca que la convergencia hacia el nuevo estado estacionario es mucho lenta para estos últimos. Adicionalmente, la serie convergería a un valor más alto que lo que se venía observando en los 90': las medias incondicionales son 0.11, 0.08 y 0.07, para los modelos estimados desde 1974, 1980 y 1990 respectivamente. ¿Cuál es la verdadera tasa de largo plazo del desempleo?

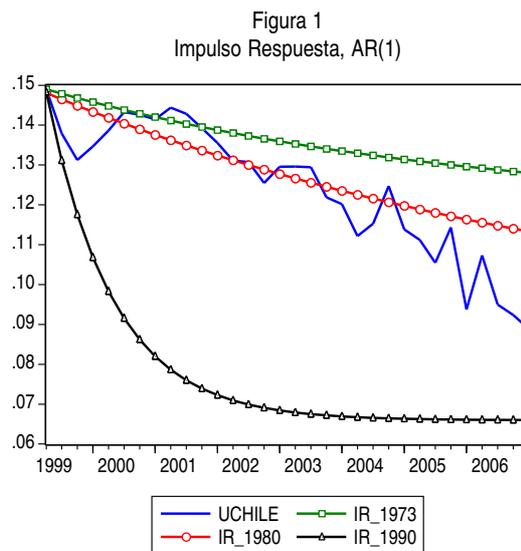
Lo dispar de las estimaciones constituyen un primer indicio acerca de la existencia de quiebres estructurales. Ahora bien, si los parámetros efectivamente han estado cambiando a través del tiempo, es razonable asumir que el período 1990:01-1997:04 es el que mejor representa la dinámica reciente del desempleo. En la medida que se tome una muestra más grande, habrá mayor incertidumbre de los verdaderos valores de los parámetros,

⁵Datos trimestrales de la encuesta de la Universidad de Chile para el Gran Santiago. La serie fue desestacionalizada mediante el método X12-ARIMA.

debido a que éstos han estado sujetos a cambios estructurales. Por ejemplo, si tomamos el tramo 1974:04-1997:04 habría que aceptar que el desempleo fluctuaría en el largo plazo en torno a un 11 %. Claramente, uno esperaría que el desempleo retornara a valores más cercanos al 7%. El objetivo de este estudio es determinar las razones del por qué el desempleo no ha retornado a los niveles previos a la crisis asiática, por lo que, en lo que sigue (y hasta que no se especifique lo contrario), la muestra relevante a considerar en los análisis será aquella que represente de mejor forma las condiciones económicas inmediatamente previas a la crisis.

Como se puede apreciar en la Figura 1, los parámetros estimados que implican la muestra escogida no logran acercarse a la dinámica luego del shock de la crisis asiática. Para los casos restantes -IR_1973 y IR_1980 para muestras 1973:04-1997:04 y 1980:01-1997:04 respectivamente- se observa que el desempleo simulado se acerca un poco más. No obstante, como ya se mencionó, estas dos últimas series muestran una convergencia a un valor demasiado alto para lo experimentado previo a la crisis.

Una posible explicación -pero como se verá, una errada- del por qué el AR(1) falla en acercarse a la serie real, es que éste no esté capturando toda la persistencia que la serie presenta. Un modelo ARFIMA podría lograr este cometido. En la siguiente sección abordaremos esta discusión con más detalle.



2.1.1. ¿ARFIMA o Quiebres?

En la sección anterior se comprobó que el modelo ARMA no pudo igualar la aparente persistencia que se observó para el desempleo luego de la crisis asiática si tomábamos la muestra de 1990. No obstante, es posible argumentar que el desempleo seguiría una dinámica que implica un modelo ARFIMA o procesos “fraccionalmente integrados”⁶. En su versión más general, un proceso ARFIMA(p, d, q) es como sigue:

$$\phi(L)(1 - L)^d(y_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t, \quad (1)$$

donde las raíces de los polinomios $\phi(L)$ y $\theta(L)$ caen fuera del círculo unitario y ε_t es ruido blanco. En la medida que $-0,5 < d < 0,5$ el proceso es estacionario débil e invertible. Para $0,5 < d < 1$ el proceso no es estacionario débil, aunque sigue teniendo reversión a la media. Un proceso como (1) tiene la característica de que sus autocorrelaciones decaen lentamente a tasa hiperbólica (también se les denomina como procesos con memoria larga). Por lo tanto, este modelo nos podría proporcionar la suficiente persistencia que necesitamos.

Existen numerosos estimadores propuestos en la literatura. El que se considera acá, es un estimador semiparamétrico en el dominio de las frecuencias propuesto en Shimotsu y Phillips (2005) y Shimotsu (2006) denominado *Exact Local Whittle* (ELW), el cual es una variante del estimador *Local Whittle* (LW) de Robinson (1995a y 1995b). El ELW, así como otros estimadores semiparamétricos, tiene la ventaja de que es robusto ante errores en la especificación en la dinámica de corto plazo (es decir, en la modelización de los parámetros en $\phi(L)$ y $\theta(L)$).

Se asume que en (1) $\phi(L) = \theta(L) = 1$, de manera que la estimación se hace sobre el modelo

$$(1 - L)^d(y_t + \mu) = u_t. \quad (2)$$

El estimador ELW⁷ para d se define como:

$$\hat{d} = \arg \min_{d \in [\Delta_1, \Delta_2]} \hat{R}(d), \quad (3)$$

donde la única restricción sobre Δ_1 y Δ_2 es que $-\infty < \Delta_1 < \Delta_2 < \infty$. Sea $I_u(\lambda_j)$ el periodograma evaluado en frecuencias $\lambda_s = 2\pi s/n$ para $s = 1, \dots, n$, luego:

⁶Dos completas revisiones de literatura se pueden encontrar en Baillie (1996) y en Bhardwaj y Swanson (2006).

⁷El estimador ELW es consistente y asintóticamente normal. En particular, se demuestra en Shimotsu y Phillips (2005) que $m^{1/2}(\hat{d} - d) \xrightarrow{D} N(0, 1/4)$, para todo $d \in (\Delta_1, \Delta_2)$, cuando la media μ es conocida. Esta es una ventaja con respecto al estimador LW, el cual posee distribución límite no estándar cuando $d \in [3/4, 1]$, y es inconsistente cuando $d > 1$ (Kim y Phillips 1999).

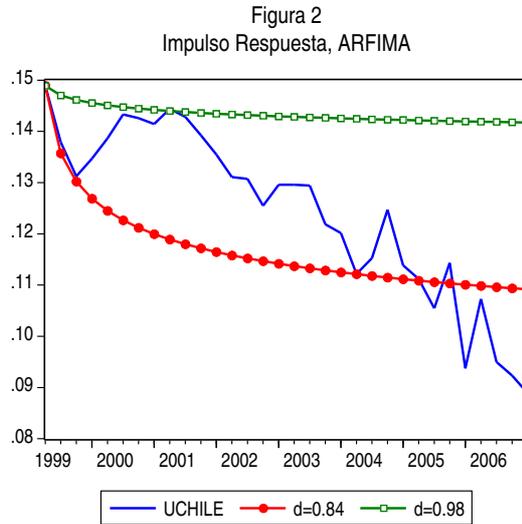
$$\hat{R}(d) = \ln \hat{G}(d) - 2d \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \ln \lambda_j, \quad \hat{G} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m I_u(\lambda_j). \quad (4)$$

Cuando μ es desconocido, se debe emplear el estimador “ELW factible” para dar cuenta de este hecho. Este estimador se detalla en Shimotsu (2006), en donde se demuestra que éste sigue las mismas propiedades asintóticas que el estimador ELW, además que mantiene, en cierta medida, su buen desempeño en muestras finitas.

En la Tabla 2 se presentan los resultados. Allí se muestra \hat{d} , así también como las desviaciones estándar considerando $m = n^\kappa$, donde $\kappa = 0.6, 0.65, 0.7$ y n es el tamaño muestral⁸. Además, se incorpora los estadísticos t para la hipótesis nula $d = 1$, es decir, que la serie posee una raíz unitaria.

Los estimadores de modelos $I(d)$ requieren un gran número de observaciones para que el poder de las estimaciones no se vea mermado (ver Taqqu y Teverovsky 1997). Es por ello que, además de la muestra ocupada anteriormente (1990:01-1997:04), agregamos los datos posteriores a la crisis asiática (1990:01-2007:01) y también la muestra completa disponible (1973:04-2007:01).

En la Figura 2 se grafican las funciones de impulso-respuesta. Se escogen sólo aquellas estimaciones en las cuales existiría reversión hacia el estado estacionario ($d < 1$). Como se puede apreciar, ambas estimaciones implican demasiada persistencia en la serie. Ninguna de las dos alcanza a bajar el umbral de los dos dígitos hacia el 2007.



⁸La razón por la que se considera distintos valores para m es porque en la literatura no hay claridad con respecto al valor que debe usarse. En Taqqu y Teverovsky (1997) se exploran distintos valores de m para diagnosticar que tan bueno es el estimador Whittle de Robinson en muestras pequeñas. Si bien, en la medida que aumentamos m , más rápido habrá convergencia del estimador de d hacia su verdadero valor, cuando la serie contiene componentes ARMA se requiere usar frecuencias cercanas a 0, dado que la dinámica de corto plazo de la serie empieza a afectar la forma de la densidad espectral.

Existe literatura que relaciona procesos $I(d)$ con la presencia de quiebres estructurales. Dos de ellos corresponden a Diebold y Inoue, (2001) y Granger y Hyung (1999). Los trabajos obtienen conclusiones similares a los obtenidos por Perron (1989), en donde se muestra una baja considerable en el poder de los test de raíz unitaria ante la presencia de quiebres en las series. De hecho, lo obtenido por Perron puede ser considerado como un caso particular de las conclusiones derivadas por los primeros autores. Se demuestra que cuando existen quiebres, las autocorrelaciones se asemejarán a las de una serie $I(d)$. Ahora bien, en la medida que aumente el número de quiebres en la muestra, d tiende hacia la unidad. Esto implica que es posible estimar espúreamente un modelo ARFIMA debido a la presencia de quiebres.

Los resultados indican que en la mayoría de los casos no se puede rechazar la hipótesis nula de que $d = 1$, en particular, en las dos ocasiones en que $d < 1$ (ver Tabla 2). En este caso, el estimador ELW estaría capturando simplemente el hecho de que la serie posee una raíz unitaria en su comportamiento de corto plazo. En los casos en que no se puede rechazar la hipótesis nula, el parámetro supera la unidad, por lo que no habría reversión a la media.

Por lo tanto, dado los resultados obtenidos, la pregunta relevante es: ¿quiebre o raíz unitaria?

Para responder a esta interrogante, un popular método es el propuesto por Zivot y Andrews (1992). La hipótesis nula es que la serie cumple con:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + u_t, \quad (5)$$

mientras que bajo la alternativa, el desempleo sigue un proceso sujeto a un quiebre estructural, el cual es estacionario en cada régimen. El test se basa en una extensión del ADF :

$$y_t = \mu + \theta DU(\lambda) + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t, \quad (6)$$

donde $DU(\lambda) = 1$ si $t > T\lambda$, y $t = 1, \dots, T$ ⁹.

El estadístico t para $\alpha = 1$ resulta ser -5.566. Si lo comparamos con el valor crítico al 5% proveído por Zivot y Andrews (1992) de -4.8, podemos rechazar definitivamente la hipótesis nula de raíz unitaria a favor de la alternativa de un quiebre en la serie. La fecha de quiebre estimada es 1998:02.

Descartada la posibilidad de raíz unitaria y ARFIMA a favor de la alternativa de cambios estructurales, en lo que sigue nos preocuparemos explícitamente de la estimación de estos quiebres.

⁹Para estimar λ , se escoge aquel que minimice el estadístico t para la hipótesis nula definida en la ecuación (5).

2.2. Estimación de Quiebres.

En la presente sección se testeará la presencia de quiebres en la serie de desempleo usando dos alternativas: (i) estimación de modelos TAR (*Threshold Autoregressive*) y (ii) una regresión permitiendo la existencia de múltiples quiebres. El análisis que sigue se basa en los trabajos de Hansen, B. (1997) para la primera alternativa y Bai y Perron (1998a y 1998b) para la segunda¹⁰.

2.2.1. Estimación TAR.

En una primera instancia se estimará la siguiente especificación:

$$y_t = (\alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p}) I\{q_{t-1} \leq \gamma\} + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p}) I\{q_{t-1} \geq \gamma\} + e_t, \quad (7)$$

en donde $I\{\cdot\}$ es la función indicador y $q_{t-1} = q(y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$ es una función conocida de los datos. El error se asume $iid(0, \sigma^2)$.

La ecuación (7) corresponde a un modelo TAR de dos regímenes. El método de estimación para $\theta = (\alpha' \beta')'$ es mínimos cuadrados, es decir:

$$\hat{\theta}(\gamma) = \left(\sum_{i=1}^n x_t(\gamma) x_t(\gamma)' \right) \left(\sum_{i=1}^n x_t(\gamma) y_t \right),$$

donde

$$x_t(\gamma) = \left(x_t' I\{q_{t-1} \leq \gamma\} \quad x_t' I\{q_{t-1} \geq \gamma\} \right)',$$

y

$$x_t = \left(1 \quad y_{t-1} \quad \dots \quad y_{t-p} \right)'$$

Dado los residuos $\hat{e}_t(\gamma) = y_t - x_t(\gamma)' \hat{\theta}(\gamma)$ y la varianza residual $\hat{\sigma}_n^2 = n^{-1} \sum_{t=1}^n \hat{e}_t(\gamma)^2$, la estimación de mínimos cuadrados para el umbral queda definida como:

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} \hat{\sigma}_n^2(\gamma), \quad (8)$$

donde $\Gamma = [\underline{\gamma}, \bar{\gamma}]$.

En la práctica, la minimización en (8) se realiza definiendo $\gamma = q_{t-1}$, para todo $q_{t-1} \in \Gamma$ y escogiendo el γ de la regresión que tenga la menor varianza.

¹⁰Para ver más detalles de los métodos empleados en este trabajo, chequear los trabajos correspondientes.

De interés es comprobar la veracidad de la hipótesis nula $H_0 : \alpha = \beta$. Para ello, sea la varianza de los residuos bajo la hipótesis nula $\tilde{\sigma}_n^2$, el estadístico F que se usará queda definido como:

$$F_n = \sup_{\gamma \in \Gamma} F_n(\gamma), \quad (9)$$

donde

$$F_n(\gamma) = n \left(\frac{\tilde{\sigma}_n^2 - \hat{\sigma}_n^2}{\hat{\sigma}_n^2} \right). \quad (10)$$

Notar que bajo la hipótesis nula γ no está identificado, y por lo tanto F_n no se distribuye χ^2 . Para obtener valores críticos se ocuparán técnicas de bootstrapping¹¹.

Se consideran cuatro alternativas para q_{t-1} : el operador rezago estándar, $q_{t-1} = \Delta y_{t-l} = y_{t-l} - y_{t-l-1}$, diferencias largas, $q_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-l}$, un modelo SETAR (*self-exciting threshold autoregressive*), $q_{t-1} = y_{t-l}$ y finalmente $q_{t-1} = t$, para $l \in [1, 4]$.

En la Tabla 3 se muestran los estadísticos F_n así también como los p-value calculados mediante bootstrap. Notar que en las especificaciones escogidas tenemos un nuevo parámetro, l , el cual debe ser estimado. Nuevamente, se escoge el que minimice la varianza residual (o que maximice F_n). El rezago en la ecuación (7), p , se fija igual a 1 (en este caso, se observa que el error se comporta como ruido blanco).

Para las tres primeras alternativas de q_{t-1} no hay evidencia de quiebres estructurales. Notamos que cuando $q_{t-1} = t$ el quiebre es significativo al 5%, donde la fecha de quiebre estimada coincide con la crisis asiática.

En un primer acercamiento a la posibilidad de múltiples quiebres, procedemos a separar la muestra a partir de 1998:02, estimamos un nuevo umbral en ambas particiones y verificamos su significancia. El proceso lo reiteramos hasta que no se pueda rechazar la hipótesis nula de la inexistencia de quiebre estructural. En la Tabla 4 se muestran los quiebres estimados que resultan del proceso, así también el valor del estadístico F_n y el p-value calculado por bootstrap. Como se puede apreciar, existe evidencia de la existencia de más de un umbral para la muestra considerada.

Cabe destacar con respecto a estos resultados que cuando separamos la muestra por primera vez, los quiebres estimados corresponden a las fechas 1991:02 y 2001:03, en donde esta última fecha es muy cercana a la de la aprobación de las reformas laborales, las cuales fueron introducidas como ley el siguiente trimestre. Para chequear la robustez de este resultado, a continuación aplicamos la metodología de Bai y Perron.

¹¹Ver Hansen, B. (1996) para una discusión de este punto.

2.2.2. Múltiples quiebres

En la sección anterior reportamos quiebres para cuando consideramos la variable “tiempo” como umbral. También se muestra evidencia a priori de la existencia de múltiples quiebres. En relación a aquello, en esta sección seguimos a Bai y Perron (1998a y 1998b).

Los autores desarrollan un proceso secuencial de estimación de múltiples quiebres, el cual se asemeja a lo hecho en la sección anterior. Empezando con la estimación de un modelo sin quiebres, se comprueba si acaso es posible rechazar la hipótesis nula de cero quiebres, a favor de la alternativa correspondiente de un sólo quiebre¹². Pasado esta etapa, se separa la muestra en dos (el mismo test provee la fecha de quiebre), y se procede a construir el mismo test. El proceso se detiene hasta cuando no es posible rechazar la hipótesis nula.

El test se define como:

$$SupF_T(l+1|l) = \{S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) - \min_{1 \leq i \leq l+1} \inf_{\tau \in \Lambda} S_T(\hat{T}_1, \dots, T_{i-1}, \tau, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_m)\} / \hat{\sigma}^2, \quad (11)$$

donde la hipótesis nula es l quiebres versus la alternativa de $l+1$, quiebres, S_T es la suma de los errores al cuadrado y \hat{T}_j corresponde a un punto quiebre estimado¹³.

Se aplica el procedimiento secuencial descrito arriba a la siguiente especificación:

$$y_t = \mu^j + \sum_{i=1}^k \beta_i^j y_{t-i} + u_t, \quad (12)$$

para $j = 1, \dots, m+1$, es decir, m puntos de quiebre, y donde y_t corresponde a la tasa de desempleo.

En la Tabla 5 se reportan los quiebres estimados en cada etapa del proceso con sus respectivos intervalos de confianza¹⁴. También se muestra el estadístico $SupF_T(l+1|l)$, el cual determina finalmente el número de quiebres dentro de la muestra. En la Tabla 6 se muestran $\hat{\mu}$ y $\hat{\beta}$ para cuando permitimos que hayan 2, 3 y 4 regímenes.

El procedimiento secuencial determinó que la cantidad de cambios estructurales, al 5%, en la ecuación (12) es igual a 3 (el estadístico $SupF_T(4|3)$ no es significativamente distinto de 0).

¹²Para la estimación de la fecha de corte se procede de la misma forma que cuando estimamos el TAR.

¹³Se demuestra, bajo ciertas condiciones, que la probabilidad de que el número de quiebres estimado sea igual al verdadero tiende a uno, en la medida que la muestra se haga arbitrariamente grande. En los trabajos de los autores se proveen valores críticos.

¹⁴Para la construcción de intervalos de confianza y errores estándar, ver los trabajos ya mencionados de Bai y Perron. Se elige k de manera de que los errores estimados se comporten como ruido blanco, resultando un $k = 1$. Para cuando no es necesario controlar por autocorrelación en los errores (como es en este caso) se recomienda usar un *trimming* de 15%.

Si bien el número de quiebres estimados es menor que en el modelo TAR, se repiten dos fechas importantes para nuestros propósitos: 1998:02 y 2001:03. Al igual que en la sección anterior, el quiebre más importante (mínimo global) es el que corresponde a la crisis asiática. La fecha que aproxima la aprobación de las reformas también quedó en segundo lugar.

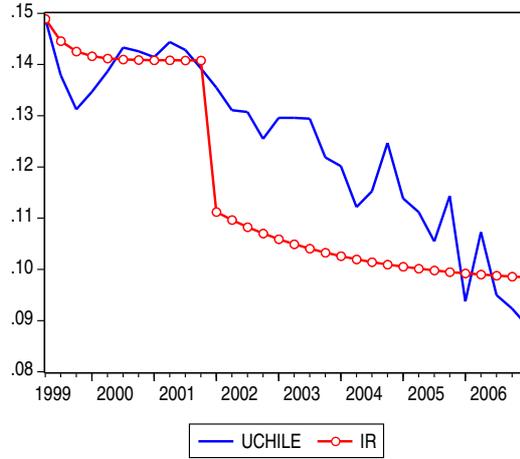
Luego de la crisis asiática es posible verificar que la media incondicional de la serie, $\hat{\mu}/(1 - \hat{\beta})$, es más alta. Esto sucede para cuando permitimos 2, 3 y 4 regímenes. Se puede afirmar que el desempleo de equilibrio para el período 1998:02-2007:01 fue más alto que en períodos anteriores. ¿Quiere decir aquello que posterior al año 2007 la serie fluctuará en torno a valores más altos en comparación con el período pre-crisis? No es posible verificar de manera precisa con esta metodología, ya que los parámetros podrían seguir cambiando en el futuro. No obstante, el hecho de que la tasa de largo plazo del desempleo haya sido más alta post-crisis asiática revela en parte el por qué éste se ha mantenido relativamente alto durante este período.

Se aprecia además que luego del quiebre en 2001:03, β toma un valor mucho más alto que el régimen anterior, pasando de 0.45 a 0.89. ¿La aprobación de la reforma provocó una mayor rigidez en el mercado laboral que dificultó la creación de empleos, lo que se refleja en que β haya aumentado? La respuesta no es clara. Si bien este ejercicio no podría considerarse como una evaluación formal del impacto de la reforma sobre el mercado laboral, sí nos proporciona un candidato a considerar en lo que sigue de este trabajo. En resumen, el aumento en el parámetro autorregresivo, sumado al hecho de que μ aumentara luego de la crisis asiática, explican el por qué el desempleo se ha mantenido alto y no haya retornado a los valores exhibidos en la década del noventa.

Finalmente, en la Figura 3 se aprecia la función de impulso-respuesta obtenida a partir de las estimaciones de quiebres. El gráfico es relevante por dos factores. Primero, antes del quiebre en el año 2003, la serie no presenta demasiada persistencia (ver Tabla 6), pero sí experimenta un alza considerable en μ . Por lo tanto, la función de impulso-respuesta muestra que habría convergencia relativamente rápida a una tasa de desempleo alta (14%). Segundo, luego del 2003 el parámetro autorregresivo cobra mayor importancia. El desempleo converge a una tasa menor que en el caso anterior (10%), pero éste lo hace a una velocidad mucho más baja.

Si bien se ha documentado la existencia de quiebres, por ser un análisis meramente de serie de tiempo no es posible explicar qué es lo que está detrás de éstos. En las siguientes secciones, se calibran dos modelos de equilibrio general, lo que nos permitirá afrontar este problema.

Figura 3
Impulso Respuesta, Quiebres



3. Descripción de Modelos

Primero se describirá el marco general en el cual se trabaja. Luego se presenta una breve descripción de las especificaciones que aparecen en Hansen, G. (1985) y Cho y Cooley (1994), la cual sigue de cerca los trabajos de los autores correspondientes.

3.1. Marco General

Se asume un agente representativo interesado en maximizar:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, 1 - l_t) \quad (13)$$

sujeto a:

$$c_t + i_t \leq w_t(1 - \tau) + r_t k_t \quad (14)$$

$$i_t = k_t - (1 - \delta)k_{t-1} \quad (15)$$

en donde i_t es inversión, l_t son horas trabajadas, k_t es el capital, r_t es la tasa de interés y w_t es el salario real. La función de utilidad instantánea, $u(\cdot)$, depende del consumo c_t y de horas de ocio $1 - l_t$. Finalmente, β es la tasa subjetiva de descuento, δ es la tasa de depreciación y τ es el impuesto al factor trabajo, el cual es constante en el tiempo.

Las firmas maximizan:

$$\Pi_t = \exp(z_t)k_t^\alpha l_t^{1-\alpha} - w_t l_t - r_t k_t - \Phi(l_t, l_{t-1}) \quad (16)$$

en donde

$$\Phi(l_t, l_{t-1}) = v(l_t - l_{t-1})^2, \quad (17)$$

la cual corresponde a una función de costo de ajuste cuadrático en el factor trabajo. Se asume la siguiente ley de movimiento para la productividad:

$$z_t = \rho z_{t-1} + u_t, \quad (18)$$

donde $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$.

El gobierno mantiene su presupuesto balanceado. Sea g_t el consumo de gobierno, tal que:

$$g_t = \tau w_t l_t \quad (19)$$

Las condiciones de primer orden que provienen del problema del consumidor y la firma, en conjunto con:

$$c_t + i_t + g_t = y_t \equiv \exp(z_t)k_t^\alpha l_t^{1-\alpha}, \quad (20)$$

definen un sistema de ecuaciones para la economía, en el cual es posible encontrar las soluciones para $\{c_t, l_t, i_t\}_{t=0}^\infty$.

3.2. Modelo de Hansen-Rogerson (HR)

Para la utilidad instantánea se asume la siguiente forma funcional:

$$u(c_t, l_t) = \ln(c_t) + A \ln(1 - l_t) \quad (21)$$

En este modelo, los individuos están restringidos a trabajar \hat{l} o cero horas. La idea es tratar de capturar desviaciones de convexidad que puedan existir en el proceso productivo. Rogerson (1988) demuestra la existencia de equilibrio asumiendo que los consumidores escogen en cada período una probabilidad π_t de trabajar. Luego, el contrato que se establece entre firma y trabajador especifica trabajar \hat{l} horas con probabilidad π_t .

Como se asume un agente representativo, ex-post resulta que una fracción π_t trabaja y la otra no. Las horas trabajadas en la economía, como un todo, resultan ser $l_t = \pi_t \hat{l}$, por lo que la tasa de desempleo se obtiene de la siguiente manera (Chumacero, 2000):

$$1 - \frac{l_t}{\hat{l}} = 1 - \pi_t \quad (22)$$

La utilidad esperada del agente representativo, condicional a la información en $t - 1$, se puede expresar como:

$$E_{t-1}u(c_t, l_t) = \ln(c_t) - Bl_t \quad (23)$$

donde $B \equiv -A \ln(1 - \hat{l})/\hat{l}$, por lo tanto, la curva de indiferencia entre ocio y consumo es lineal en cualquier instante en el tiempo. Esto implica que la elasticidad intertemporal de sustitución es considerablemente mayor que en el modelo estándar y por lo tanto genera mayor volatilidad en empleo y producto (Hansen, G. y Wright, 1992). Naturalmente, como todo el ajuste es a través del margen extensivo, el modelo supone una elasticidad oferta de trabajo mucho mayor que el modelo estándar. Reemplazando (23) en (13) la economía queda definida por lo anterior más las ecuaciones (14)-(20).

3.3. Modelo de Cho y Cooley (CHC)

Se asume que los individuos pueden elegir la fracción de días que trabajan en un período, e_t , así como las horas de trabajo en cada día correspondiente al mismo período, n_t . En cualquier día en t , el agente tiene utilidad:

$$U(c_t, n_t) = u(c_t) - v(n_t)$$

La utilidad promedio diaria es entonces:

$$U(c_t, l_t, e_t) = u(c_t) - v(n_t)e_t$$

Finalmente se supone que existen costos fijos asociados a la decisión de estar empleado o no. Específicamente, este costo está asociado exclusivamente a la fracción de días que el individuo escoge trabajar. En la práctica esto puede significar la existencia de producción en el hogar que el individuo deja de atender¹⁵. Si se define este costo como $\psi(e)$, la utilidad promedio diaria queda de la siguiente manera:

$$U(c_t, n_t, e_t) = u(c_t) - v(n_t)e_t - \psi(e_t)e_t,$$

para la cual se asume la siguiente forma funcional, siguiendo a Cho y Cooley (1994):

$$U(c_t, n_t, e_t) = \ln(c_t) - \frac{a}{1 + \gamma} n_t^{1+\gamma} e_t - \frac{b}{1 + \kappa} e_t^{1+\kappa} \quad (24)$$

Teniendo en cuenta además que:

¹⁵En Cho y Cooley (1994) se demuestra cómo un modelo de producción hogareña está incluido en el modelo que los autores derivan. Más aún, los modelos estándar y HR están anidados en CHC, definiendo valores apropiados para los parámetros.

$$l_t = e_t n_t, \quad (25)$$

la economía queda descrita por (13)-(20) y (24)-(25). La predicción de la tasa de desempleo corresponde a $1 - e_t$.

Cho y Cooley dan valores para los parámetros y calculan la elasticidad oferta para el modelo estándar, CHC y HR. Encuentran que ignorar el hecho de que el ajuste se produce en ambos márgenes, intensivo y extensivo, puede implicar subestimar (modelo estándar) o sobreestimar (HR) esta elasticidad. Esto puede cobrar importancia en el contexto de esta discusión; en el momento de determinar los shocks necesarios para replicar el comportamiento del empleo, subestimar la respuesta del empleo al shock implicaría una caída en productividad considerable y por lo tanto la respuesta en otras variables sería desmedida.

4. Datos y Metodología

Se procederá de la siguiente manera. Primero, mediante una adecuada calibración de los parámetros de ambas especificaciones, se intentarán caracterizar ciertos momentos de la economía chilena pre-crisis. Luego, ambos modelos se resuelven usando una aproximación de segundo orden a las funciones de política, tal como lo proponen Schmitt-Grohe y Uribe (2004). Se usa el método de perturbaciones de manera de incluir explícitamente la varianza del error en (18)¹⁶. Finalmente, graficamos las funciones de impulso-respuesta para el desempleo, las cuales resultan de someter a la economía a distintos shocks (crisis asiática e impuestos). De esta manera se podrá comparar la dinámica que siguen los modelos teóricos con la que presentan los datos.

Los valores de los parámetros fueron definidos de tal manera que repliquen primeros y segundos momentos de la economía chilena para los años 1990-1997 (antes de la crisis asiática). En la Tabla 6 del apéndice se encuentran los valores obtenidos.

β y α fueron determinados con números usados tradicionalmente en la literatura de ciclos reales: 0.99 y 0.3 respectivamente. La tasa de depreciación del capital y el impuesto al trabajo se fijaron de tal manera de igualar, en estado estacionario, el ratio inversión a producto (19%) y gasto de gobierno a producto (13%) que muestran los datos¹⁷. Los parámetros en (23) y (24) se fijaron de manera de que en equilibrio los modelos replicaran un desempleo de 6.9% y una proporción de horas trabajadas de 1/3.

De vital importancia son los parámetros de la ley de movimiento de la productividad. En particular, ρ , determina la persistencia del ciclo. En ambos modelos se simulan 1000 realizaciones para el producto, cada una de tamaño 31 (número de trimestres antes

¹⁶La ventaja de este método es el hecho de incorporar la incertidumbre dentro de la regla de decisión de los individuos.

¹⁷Fuentes: datos trimestrales de Cuentas Nacionales, Universidad de Chile y Banco Central de Chile.

de crisis asiática, desde 1990). A continuación se comparan las desviaciones estándar y el parámetro de una regresión AR(1) sobre las series¹⁸. La varianza, σ^2 , se determinó calzando la desviación estándar de la serie simulada del producto, para que fuese 0.02. El parámetro autorregresivo en la ecuación (18) se fija de manera de que el coeficiente correspondiente de la serie simulada del producto fuese igual a la de los datos reales (0.65). Notar que se obtienen valores muy cercanos a la unidad.

Se realizan 6 experimentos:

1. *Sólo Crisis*: Dado $v = 0$ en (17), en ambos modelos se calibra un shock a la productividad en la ecuación (18) tal que el desempleo simulado iguale el impacto inicial en el desempleo observado (14.9%)¹⁹.
2. *Crisis y Salario Mínimo (HR)*: Dado $v = 0$ en HR, se simulan distintas alzas en el impuesto al trabajo para 1999:01, capturando el período de las alzas en salario mínimo. En cada simulación, dado el aumento en el impuesto, se calibra el shock a la productividad de manera de igualar el impacto inicial en desempleo.
3. *Crisis y Salario Mínimo (CHC)*: El mismo arreglo del ejercicio 2, pero esta vez bajo el modelo CHC.
4. *Crisis y Reforma*: Dado $v = 0$ en ambos modelos, se simula un alza en el impuesto para 2001:04, es decir, en la fecha de aprobación de la reformas. Nuevamente, en cada simulación se calibra el shock a la productividad para que se iguale el impacto inicial en desempleo respecto de los datos. El alza en impuesto se determina tratando de igualar la dinámica de la serie artificial a la de los datos.
5. *Costo de Ajuste y Crisis*: Dado $v \neq 0$, se repite el primer experimento. Tomando esta vez como $t = 1$ a 1997:04, se calibra el shock a la productividad y a v de manera de que la serie artificial de desempleo alcance su punto más alto en 14.9%, y que ésta lo haga justo en 1999:02, tal como se observa en la serie real.
6. *Costo de Ajuste y Reforma*: Dado $v \neq 0$, se repite el cuarto experimento. El alza en el impuesto se determina tal cual como en aquel ejercicio. El shock productivo, dado el mismo valor para v que se determinó en el quinto experimento, se calibra de manera que el punto más alto de desempleo alcance un 14.9%.
7. *Cambio en Ajuste y Reforma*: Dada un alza de un 50% en el costo de ajuste (v) para la fecha 2001:04, se calibran nuevamente las alzas en el impuesto (2001:04 también) y el shock productivo, en ambos modelos. Esta es una forma de explicar el aumento en la persistencia en la tasa de desempleo que se observó en los datos.

¹⁸Los datos fueron desestacionalizados usando el método ARIMA X-12. A las series simuladas y reales se les aplica logaritmo natural y se le remueve la tendencia con el filtro HP.

¹⁹El desempleo alcanza su valor más alto 7 trimestres después del shock inicial (segundo trimestre de 1999). En los 4 primeros ejercicios se toma éste como el punto de partida para las simulaciones. En los últimos dos, $t = 1$ corresponde a 1997:04.

8. *Salario Mínimo y Reforma*: Dejando constante v , calibramos, además del shock productivo, dos alzas en τ , una coincidente con la crisis asiática y la segunda en la fecha de aprobación de las reformas laborales.

5. Resultados

En la Figura 4 se muestran las funciones de impulso-respuesta para los 7 experimentos. En cada panel, correspondiente a las simulaciones descritas en la sección anterior, se muestra la serie real de desempleo (UCHILE), respecto de las series simuladas. Asimismo, en las Tablas 8 y 9 del apéndice se muestran los shocks a la productividad y las alzas en impuestos, que son particular para cada ejercicio y para cada modelo.

Para la primera simulación, se puede observar que el shock productivo por sí sólo no es capaz de igualar la dinámica del desempleo observada en los datos reales. A pesar de contar con parámetros autorregresivos calibrados para la ecuación (18) cercanos a la unidad (0.98 en HR y 0.97 en CHC), el desempleo simulado no es tan persistente como lo es en la serie real, subestimando su valor constantemente. A modo ilustrativo, podemos ver que la serie para HR baja el umbral de dos dígitos para el desempleo para el 2002:02 y en CHC en 2002:04. Aquello ocurre en los datos hacia el 2006:01.

Esto último hace pensar que tal vez existan quiebres estructurales que hayan causado que la economía exhiba un nuevo desempleo de equilibrio, tal cual como lo muestran los datos. Podemos ver en las simulaciones 2 y 3, que un alza en el impuesto coincidente con la crisis asiática logra este propósito, observándose patrones similares en la dinámica observada del desempleo, excepto hacia los períodos finales. En el gráfico se muestra que en el modelo HR no se necesitan aumentos fuertes en el impuesto para aproximarse a la dinámica de los datos: el alza necesaria es del orden de 2 a 3 puntos porcentuales. Por el contrario, se necesitan alzas del orden de 8 a 10 puntos porcentuales para lograr el efecto deseado en CHC. Como ya se mencionó, la diferencia radica en el hecho de que HR asume una elasticidad oferta de trabajo mucho mayor que CHC. Esto también se ve reflejado en los shocks necesarios para reproducir el impacto inicial. Como es de esperarse, éstos son más bajos en el modelo HR. Asimismo, en ambos modelos los shocks van bajando en la medida que aumentamos el valor del impuesto, llegando a valores muy bajos en el caso del modelo HR (ver Tabla 9).

Es posible que CHC sea una mejor representación de los datos, tal cual como ocurre con la evidencia para Estados Unidos que presentan Cho y Cooley (1994). Si le creemos a la evidencia en CHC, un alza en salario mínimo equivalente a un aumento del impuesto del trabajo de ocho puntos porcentuales produce el quiebre estructural necesario para observar la dinámica del desempleo. Ante ésto, la pregunta es: ¿Efectivamente ambas distorsiones son equivalentes? Si bien el aumento en salario mínimo fue considerable (30% entre 1998 y 2000), el efecto en empleo recae sólo para ciertos segmentos de la población. Existe evidencia de que alrededor de un 10% del mayor desempleo acontecido

entre los años 1998 y 2000 es atribuible al alza en el salario mínimo, es decir, puede explicar 0.005 puntos porcentuales de desempleo (Bravo, 2005).

Figura 4

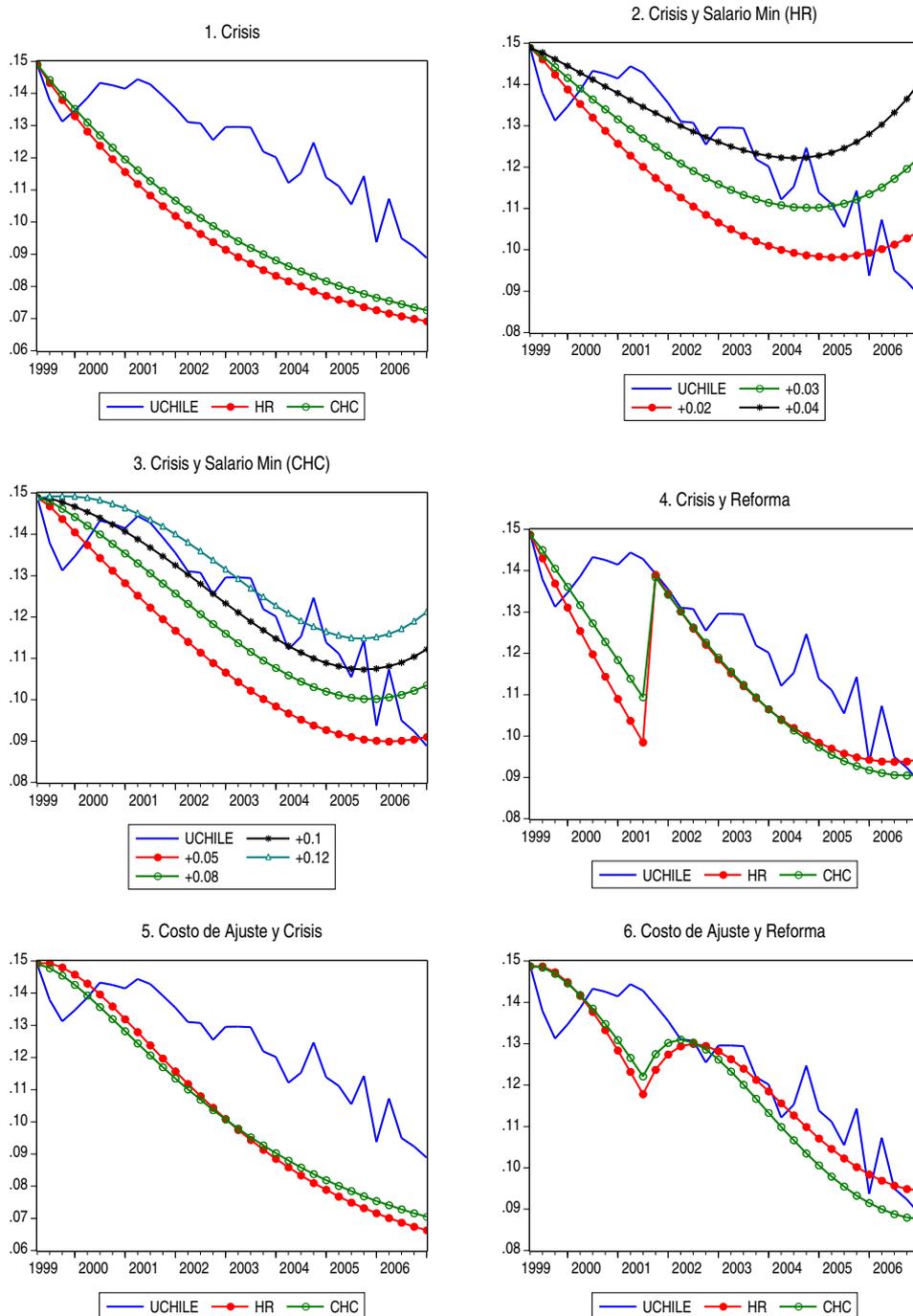
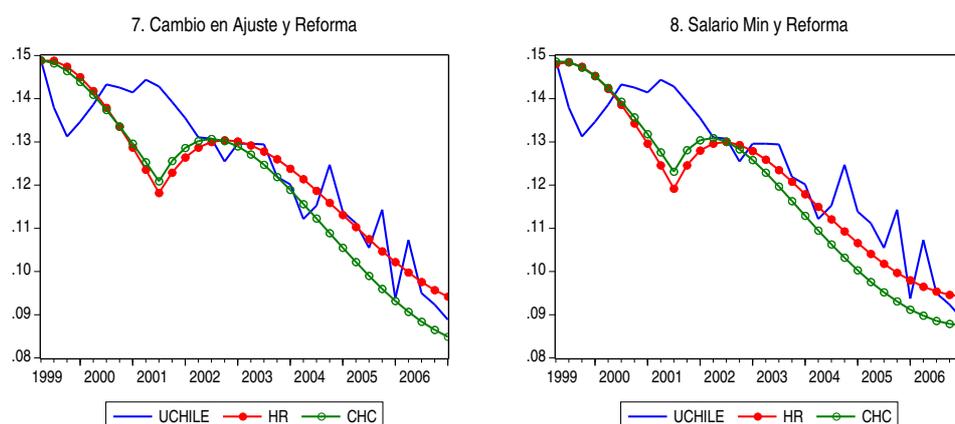


Figura 4 (continuación)



Por otro lado, los aumentos en el impuesto para el modelo HR resultan razonables, aunque no los shocks productivos, los cuales son bastante bajos (ver Tabla 9). Esto hace presagiar que el aumento del salario mínimo, en este caso aproximado como un aumento en el impuesto al trabajo, no es el único factor detrás de los cambios en el desempleo de equilibrio.

El cuarto ejercicio captura el timing de la reforma laboral introducida a fines del año 2001. Se puede apreciar que el desempleo que muestran los datos es siempre más alto en ambos modelos, tanto antes como después de la reforma, aunque la subestimación no es tan severa como sucedía cuando se simulaba sólo la crisis asiática.

La quinta simulación repite la primera, pero incorporando costos de ajuste. Al igual que en el primer ejercicio, las series artificiales no son capaces de emular la dinámica que muestran los datos, aunque logran acercarse levemente: el desempleo simulado baja de los dos dígitos a fines del 2003. Notar que los shocks necesarios para lograr el alza de 14.9% que muestran los datos son siempre más fuertes bajo los modelos con costo de ajuste (Tabla 8).

El sexto ejercicio consiste en imponer un alza en el impuesto para 2001:04, incluyendo costos de ajuste en ambos modelos. Se puede apreciar que las series simuladas se aproximan relativamente bien a los datos. El hecho de que las empresas incurran en costos al cambiar la cantidad de trabajo que usan, implica que éstas suavizan los ajustes al empleo intertemporalmente. Por ello, el impuesto en el 2001 hace que el desempleo pre-reforma no caiga como lo hace en el cuarto ejercicio; las empresas prevén un alza en el costo en la contratación, por lo que, a pesar de que la economía se está recuperando, éstas no acceden a demandar mayor trabajo, dado que ello significaría incurrir en costos demasiado altos en el futuro. Post-reforma, el aumento en el impuesto implica un cambio estructural en la tasa de equilibrio. Estos dos efectos hacen que el desempleo se mantenga alto durante gran parte del período.

La dinámica que surge de la sexta simulación se acerca a lo que argumenta Bergoeing, Morandé y Piguillem (2005). Los autores plantean que la discusión previo a la reforma generó incertidumbre, lo que llevó a las empresas a disminuir la contratación. No obstante, los autores, al calibrar un modelo determinístico, la hipótesis “incertidumbre” no es posible de verificar de manera directa. La intuición en este trabajo es distinta. Dado que existen costos de ajuste, el acontecimiento “reforma”, que ocurrirá en el futuro con probabilidad igual a 1, hace que, en la víspera de ésta, la contratación no aumente lo necesario (relativo a la situación sin reforma). Bajo esta situación, el desempleo se mantiene alto.

Los shocks simulados que resultan de este ejercicio son bastante plausibles: bajo el modelo HR el shock a la productividad es de -8.4% y el aumento en el impuesto necesario para igualar los datos es de +0.018. En el modelo CHC éstos son de mayor magnitud: el shock es de -19.2% y el alza en impuesto es del orden de +0.055. Concluyendo, el último ejercicio provee los órdenes de magnitud más razonables.

Vale la pena destacar que el aumento en el impuesto para HR resulta menor que en el trabajo de Bergoeing, Morandé y Piguillem, en donde el aumento en el impuesto resulta ser de 5.17 puntos porcentuales. La razón de aquello, como ya se mencionó, es que en los modelos considerados en este estudio suponen una mayor elasticidad de oferta de trabajo (aunque el impuesto en CHC se acerca bastante). Esto provoca que el aumento en el impuesto necesario para aproximarse a la serie real necesariamente es menor.

El octavo ejercicio simula un aumento en el costo de ajuste. En el séptimo panel se aprecia que las simulaciones se acercan levemente a la serie real respecto del sexto ejercicio, producto de la mayor persistencia introducida al elevarse este costo. Lo relevante en este caso es que el aumento en los impuestos en ambos modelos son menores. De esta forma, si aceptamos el hecho de que la reforma podría haber causado también aumentos en los costos de ajustar la contratación, los números del ejercicio 6 pueden considerarse como cotas superiores.

Finalmente, aplicamos dos alzas en la tasa de impuesto al trabajo, las cuales aproximan las fechas de aumento en salario mínimo y la reforma laboral²⁰. En este caso, encontramos resultados bastante parecidos al sexto ejercicio. Nuevamente, si agregamos una nueva distorsión al equilibrio en el mercado laboral, el aumento en los costos laborales en el período en que se aprueban las reformas (ver Tabla 8) son más pequeños que la sexta simulación²¹.

²⁰El primer aumento en el impuesto lo fijamos para el período 1999:01, de manera que el alza coincida con el máximo valor alcanzado por el desempleo en el período relevante para este estudio. Un ejercicio más acabado, el cual, no obstante, no cambian las conclusiones que se derivan de éste, sería calibrar sucesivos aumentos que ocurran en los trimestres en que se hicieron efectivas las alzas en salario mínimo.

²¹La primera alza en el impuesto, para ambos modelos, la fijamos lo más baja posible de manera de no sobredimensionar la importancia de la distorsión que habría causado el aumento en el salario mínimo. Para HR el alza es de 0.001 y para CHC es de 0.003, los cuales corresponden a 0.0002 puntos extras de desempleo (en estado estacionario).

En resumen, las series simuladas muestran la imposibilidad de los modelos de replicar una persistencia que, aparentemente, se observa en los datos. Sólo en la medida que consideremos distorsiones en el mercado laboral que provoquen cambios en el estado estacionario de desempleo, las simulaciones se acercan a la realidad. Esto es consistente con lo encontrado en secciones anteriores, en donde se reportan quiebres estructurales.

6. Conclusiones

En este trabajo se ha presentado evidencia de la existencia de quiebres estructurales en el mercado del trabajo. Se ha descartado la hipótesis de que el desempleo post-crisis sería causado sólo por “persistencia” ex-ante, demostrando la imposibilidad de que éste siga un proceso con raíz unitaria o uno $I(d)$ (ARFIMA). Por el contrario, durante la década del 90, pero antes de la crisis asiática, el desempleo estuvo lejos de ser una serie persistente. Luego del año 1998 y la aprobación de las reformas laborales, la evidencia muestra que el desempleo ha sufrido cambios estructurales elevando su media incondicional. Ayudó a aquello el quiebre sufrido luego del 2001, en el cual se evidenció un aumento significativo en la persistencia de la serie.

Mediante el análisis con funciones impulso-respuesta, provenientes de dos modelos de equilibrio general calibrados para la economía chilena, evaluamos dos candidatos para la existencia de quiebres: alza en salario mínimo y la reforma laboral. La crisis asiática por sí sola no reproduce la dinámica posterior observada en los datos de desempleo, mientras que shocks institucionales en conjunto con shocks productivos, implican una dinámica relativamente parecida a la que muestran los datos. En particular, un aumento en el impuesto del trabajo entre 1 a 5 puntos porcentuales, en la fecha de aprobación de las reformas laborales, se alza como la alternativa más plausible. Estos números podrían ser incluso menores, si se comprueba además que existió un aumento en el costo por ajustar el empleo en la misma fecha o bien, existió un costo pequeño en desempleo debido al alza en el salario mínimo.

Los resultados obtenidos en este estudio proveen nueva evidencia a favor de la hipótesis de quiebres en el mercado laboral chileno provocadas por shocks institucionales, tesis que habría sido descartada luego del trabajo de Cowan et. al. (2005)

Referencias

- [1] Albagli, E., García, P. y Restrepo, J. (2005), “Assessing the Flexibility of the Labor Market in Chile: An International Perspective ”, Publicado en Restrepo, J. y Tokman, R. (editores), *Labor Markets and Institutions*, Banco Central de Chile, 2005.
- [2] Bai, J. y Perron, P (1998a), “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”, *Econometrica*, Vol. 66, No. 1, pp. 47-78.
- [3] ————— (1998b), “Computation and Analysis of Multiple Structural-Change Models”, manuscript, Boston University.
- [4] Baillie, R. (1996), “Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, Vol. 73, No. 1.
- [5] Bergoening, R. y Morandé, F. (2005), “Labor Market Distortions, Employment, and Growth: The Recent Chilean Experience” Publicado en Chumacero, R. y Schmidt-Hebbel, K. (editores), *General Equilibrium Models For The Chilean Economy*, Banco Central de Chile, 2005.
- [6] Bhardwaj, G. y Swanson, N. (2004), “An Empirical Investigation of the Usefulness of ARFIMA Models for Predicting Macroeconomic and Financial Time Series”, *Journal of Econometrics*, Vol. 131.
- [7] Bravo, D. (2005), “Desempleo: Aspectos Metodológicos, Salario Mínimo y Rigidez Salarial” Publicado en *Un diagnóstico del Desempleo en Chile* Centro Microdatos, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- [8] Brown, R., Durbin, J. y Evans, M. (1975), “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time”, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 37, No. 2, pp. 149-192
- [9] Cho, J. y Cooley, T. (1994), “Employment and Hours over the Business Cycle”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 18.
- [10] Chumacero, R. (2000), “¿Qué Debemos Pedirle a un Candidato?: Un Aporte en Torno a la Tasa de Desempleo”, *Revista de Análisis Económico*, Vol. 15, No. 2.
- [11] Cowan, K., Micco, A., Mizala, A. Pagés, C. y Romaguera, P. (2005), “Un diagnóstico del Desempleo en Chile”. Centro Microdatos, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- [12] Diebold, F. y Inoue, A. (2001): “Long Memory and Structural Change ”, *Journal of Econometrics*, Vol. 105, No. 1.

- [13] Granger, C. y Hyung N. (1999): “Occasional Structural Breaks and Long Memory”, *Working Paper Series*, 99-14, Department of Economics, UC San Diego.
- [14] Hansen, B. (1996), “Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis”, *Econometrica*, Vol. 64, No. 2.
- [15] ——— (1997), “Inference in TAR models” *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol.2, No.1.
- [16] Hansen, G. (1985), “Indivisible Labor and the Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16.
- [17] Hansen, G. y Wright, R. (1992), “ The Labor Market in Real Business Cycle Theory”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*.
- [18] Kim, C. y Phillips, P. (1999), “Log Periodogram Regression: The Nonstationary Case” Mimeographed, Cowles Foundation, Yale University.
- [19] Kydland, F. (1993), “Business Cycles and Aggregate Labor-market Fluctuations”., Federal Reserve Bank of Cleveland, Working Paper No. 9312.
- [20] Martínez, C., Morales, G y Valdés, R. (2001), “Cambios Estructurales en la Demanda por Trabajo en Chile”, *Economía Chilena*, Vol. 4, No. 2.
- [21] Perron, P. (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, Vol. 57, No. 6.
- [22] Robinson, P. M., (1995a), “Log-Periodogram Regression of Time Series with Long Range Dependence”, *Annals of Statistics*, Vol. 23, No. 3.
- [23] ——— (1995b), “Gaussian Semiparametric Estimation of Long Range Dependence”, *Annals of Statistics*, Vol. 23, No. 5
- [24] Rogerson, R. (1988), “Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21.
- [25] Schmitt-Grohe, S. y Uribe, M. (2004), “Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 28, No. 4.
- [26] Shimotsu, K. (2006), “Exact Local Whittle Estimation of Fractional Integration with Unknown Mean and Time Trend”, *Working Papers*, Queen’s University, Department of Economics, No. 1061.
- [27] Shimotsu, K. y Phillips, P. (2005), “Exact Local Whittle Estimation of Fractional Integration ”, *Annals of Statistics*, Vol. 33, No. 4.

- [28] Taqqu, M. y Teverovsky, V. (1997), “Robustness of whittle-type estimators for time series with long-range dependence”, *Stochastic Models*, Volume 13, No. 4.
- [29] Zivot, E. y Andrews, D. (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3. (Jul., 1992), pp. 251-270.

Tabla 1
Ecuaciones Univariadas

Regresión: $y_t = \mu + \beta y_{t-1} + u_t$

Muestra	1974:04-1997:04	1980:01-1997:04	1990:01-1997:04
μ	0.004 (0.004)	0.002 (0.004)	0.014 (0.006)
β	0.967 (0.029)	0.973 (0.030)	0.785 (0.089)
$\mu/(1 - \beta)$	0.114 (0.042)	0.083 (0.068)	0.066 (0.006)

Nota: Desviaciones estándar en paréntesis.

Tabla 2
Estimación ELW

Muestra 1990:01-1997:04			
m	$n^{0,6} = 7$	$n^{0,65} = 9$	$n^{0,7} = 11$
\hat{d}	1.138	1.383	0.835
desv estándar	0.189	0.167	0.151
t-statistic	0.7291	2.297	-1.093

Muestra 1990:01-2007:01			
m	$n^{0,6} = 12$	$n^{0,65} = 15$	$n^{0,7} = 19$
\hat{d}	1.208	1.341	0.978
desv estándar	0.144	0.129	0.115
t-statistic	1.439	2.637	-0.203

Muestra 1974:04-2007:01			
m	$n^{0,6} = 18$	$n^{0,65} = 24$	$n^{0,7} = 30$
\hat{d}	1.037	1.119	1.269
desv estándar	0.118	0.102	0.091
t-statistic	0.317	1.161	2.943

Tabla 3
Modelos TAR

$q_{t-1} = \Delta y_{t-l}$				
l	1	2	3	4
$\hat{\gamma}$	0.007	-0.003	0.002	0.003
F_n	4.965	2.958	10.142	4.173
p-value	0.578	0.890	0.102	0.669
$q_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-l}$				
l	1	2	3	4
$\hat{\gamma}$		0.000	-0.010	0.002
F_n		5.106	3.401	3.768
p-value		0.570	0.837	0.756
$q_{t-1} = y_{t-l}$				
l	1	2	3	4
$\hat{\gamma}$	0.081	0.105	0.067	0.089
F_n	5.651	7.658	6.193	13.183
p-value	0.645	0.355	0.538	0.062
$q_{t-1} = t$				
γ		1998:02		
F_n		14.749		
p-value		0.033		

Tabla 4
Múltiples quiebres, TAR

	Partición de muestra			
	1998:02	1998:02, 2001:03	1991:02, 1998:02, 2001:03	1991:02, 1998:02, 2001:03, 2005:04
$\hat{\gamma}$	2001:03	1991:02	2005:04	2004:04
F_n	36.803	18.213	19.244	9.8403
p-value	0.001	0.017	0.038	0.323

Nota: En cada columna se muestra la estimación de un quiebre, dada la partición de muestra indicada.

Tabla 5
Múltiples quiebres, Bai y Perron

	s/partición	Partición de muestra		
		1998:02	1998:02, 2001:03	1993:01, 1998:02, 2001:03
$\hat{\gamma}$	1998:02	2001:03	1993:01	2004:01
$SupF(l+1/l)$	13.363*	41.587*	16.973*	0.945
Intervalo confianza	1997:04,1998:04	2000:03,2002:01	1990:04,1993:03	-

Nota: En cada columna se muestra la estimación de un quiebre, dada la partición de muestra indicada.* indica que el quiebre es significativo al 5%.

Tabla 6
Parámetros estimados según régimen

	Partición: 1998:02		Partición: 1998:02, 2001:03		Partición: 1993:01, 1998:02, 2001:03			
	1990:01-1998:02	1998:03-2007:01	1990:01-1998:02	1998:03-2001:03	1990:01-1993:01	1993:02-1998:02	1998:03-2001:03	2001:04-2007:01
μ	0.014 (0.006)	0.032 (0.011)	0.014 (0.006)	0.075 (0.009)	0.014 (0.008)	0.073 (0.014)	0.075 (0.009)	0.011 (0.013)
β	0.785 (0.084)	0.744 (0.088)	0.785 (0.084)	0.465 (0.065)	0.907 (0.103)	-0.114 (0.209)	0.465 (0.065)	0.889 (0.109)
$\mu/(1-\beta)$	0.066 (0.005)	0.126 (0.006)	0.066 (0.005)	0.141 (0.003)	0.047 (0.039)	0.065 (0.001)	0.141 (0.003)	0.097 (0.026)

Nota: Desviación estándar en paréntesis.

Tabla 7
Calibración

Parámetro	β	δ	α	σ	ρ	A	\hat{l}	a	γ	b	κ	τ
HR	0.99	0.017	0.3	0.0065	0.98	1.756	0.4	-	-	-	-	
CHC	0.99	0.017	0.3	0.009	0.97	-	-	13	1.5	0.61	1.67	0.19

Tabla 8
Shocks Productivos y Reforma

Simulaciones	1	4	5	6	7	8
HR						
Shock Productivo*	-5.9%	-5.9%	-9.5%	-8.4%	-8.5%	-8.3%
Alza Impuesto	-	+0.013	-	+0.018	+0.016	+0.001 → +0.017
Costo Ajuste (v)	-	-	3.5	3.5	3.5 → 5.25	3.5
CHC						
Shock Productivo*	-19.6%	-16.3%	-27.6%	-19.2%	-0.21%	-0.19%
Alza Impuesto	-	+ 0.045	-	+ 0.055	+0.042	+0.003 → + 0.052
Costo Ajuste (v)	-	-	7.2	7.2	7.2 → 10.8	7.2

Nota: * Expresado en desviaciones con respecto al estado estacionario de $TFP=exp(z_t)$.

Tabla 9
Shocks Productivos y Salario Mínimo, Simulaciones 2 y 3

Alza en Impuesto (1999:02)	+0.02	+0.03	+0.04	+0.05	+0.08	+0.1	+0.12
HR							
Shock Productivo*	-3.1 %	-1.9 %	-0.7 %	-	-	-	-
CHC							
Shock Productivo*	-	-	-	-10.2 %	-5.7 %	-2.9 %	-0.2 %

Nota: * Expresado en desviaciones con respecto al estado estacionario de $TFP = exp(z_t)$. En cada columna se muestra el shock a la productividad necesario para que el desempleo alcance 14.9% para las simulaciones 2 (HR) y 3 (CHC), dado el alza en el impuesto al trabajo señalada.