

*Departamento de Economía, USACH*  
(Universidad de Santiago de Chile)

Documento de Trabajo / Working Paper

---

*Año 2003*

*Paper No. 43*

---

**Dinámica del Desempleo en Chile: Shocks,  
Transición y Persistencia.**

Rodrigo F. Aranda  
Universidad de Santiago de Chile

---

Sugerencia de Cita (Suggested Citation): Aranda, Rodrigo F. (2003), "Dinámica del Desempleo en Chile: Shocks, Transición y Persistencia." *Documento de Trabajo* No. 43, Departamento de Economía, Universidad de Santiago de Chile (Julio).

# Dinámica del Desempleo en Chile: Shocks, Transición y Persistencia

Rodrigo F. Aranda\*  
Departamento de Economía  
Universidad de Santiago

**Borrador. Comentarios son Bienvenidos**

**Resumen.** Una de las características más destacables de la actual fase del ciclo económico en Chile, es la resistencia que ha mostrado la tasa de desempleo para ajustarse a los niveles observados antes de la crisis asiática, lo que ha llevado a algunos políticos y economistas a cuestionar la existencia de una única tasa de desempleo de equilibrio; la idea detrás de este cuestionamiento es que la economía chilena habría experimentado un cambio estructural que se materializaría en un nuevo nivel, superior al anterior a la crisis, para la tasa de desempleo de largo plazo. Para otros, lo que estaría ocurriendo en el mercado laboral sería un proceso de lento acomodo a la nueva situación de bajo crecimiento y a las expectativas más bien pesimistas de que la economía logrará en el corto plazo retomar su trayectoria de crecimiento una vez que las expectativas sean más promisorias. Zanjar la discusión sobre estas dos visiones, cambio estructural versus persistencia, reviste gran importancia no sólo desde el punto de vista del funcionamiento del mercado laboral, sino que también desde la perspectiva de la política de estabilización macroeconómica. La reciente literatura sobre el mercado laboral en Chile tiende favorecer la visión de que no existiría un quiebre estructural; sin embargo, no hay una caracterización adecuada de la dinámica del desempleo, ni tampoco de la importancia que adquiere la magnitud de los shocks a que se ve sometida la economía chilena. En este sentido, el presente artículo contribuye a la discusión sobre el desempleo y mercado laboral en Chile, pero desde una perspectiva completamente diferente a la de los anteriores, al caracterizar la dinámica de la tasa de desempleo, considerando la posibilidad de equilibrios múltiples (histéresis), persistencia, no linealidades y memoria larga en la tasa de desempleo, tomando en cuenta la magnitud de los shocks que afectan a la economía.

**Palabras claves:** Desempleo, Histéresis Persistencia, Modelo de Cambio de Régimen, Raíz Unitaria, ARFIMA.

**Clasificación JEL:** C22, E24, J6.

\*Profesor Asociado y Director del Magíster en Economía Financiera. Departamento de Economía, Universidad de Santiago de Chile. Av. Bernardo O'Higgins 3363. Santiago, Chile. Teléfono (562) 388-9195; Fax: (562) 388-9074. Dirección electrónica: raranda@usach.cl.

Este artículo forma parte de la línea de investigación en modelos no lineales, macroeconomía y finanzas, del Magister en Economía Financiera. Se agradece la valiosa asistencia de investigación de Juan Carlos Piantini. Esta versión fue preparada para ser presentada en el Encuentro de la Sociedad de Economía de Chile; Punta de Tralca, Septiembre de 2003. Cualquier error que es de exclusiva responsabilidad del autor.

## 1 Introducción

Una de las características más destacables de la actual fase del ciclo económico en Chile, es la resistencia que ha mostrado la tasa de desempleo para ajustarse a los niveles observados antes de la crisis asiática, lo que ha llevado a algunos políticos y economistas a cuestionar la existencia de una única tasa de desempleo de equilibrio; la idea detrás de este cuestionamiento es que la economía chilena habría experimentado un cambio estructural después de enfrentar la crisis de 1998 generada en los países asiáticos, quiebre estructural que se materializaría en un nuevo nivel - superior al anterior a la crisis - para la tasa de desempleo de largo plazo. Para otros, sin embargo, tal cambio estructural no sería tal, sino que lo que estaría ocurriendo en el mercado laboral sería más bien un proceso de lento acomodo a la nueva situación de lento crecimiento y a las expectativas más bien pesimistas de que la economía logrará en el corto plazo retomar su trayectoria de crecimiento una vez que las expectativas sean más promisorias; esto último redundaría en la resistencia a la baja en dicha variable. Zanzar la discusión sobre estas dos visiones de, cambio estructural versus persistencia, reviste gran importancia no sólo desde el punto de vista del funcionamiento del mercado laboral, sino que también desde la perspectiva de la política de estabilización macroeconómica. Sin embargo, sorprende la escasa literatura económica reciente que aborde esta persistencia de las altas tasas de desocupación en un contexto de lenta pero perceptible recuperación del ritmo de actividad económica.

Dos artículos recientes (Martinez et. al, 2001 y Bellani et. al., 2002), son una excepción a lo señalado en el párrafo anterior. Utilizando distintos enfoques, la temática central de cada uno de ellos es la búsqueda de una explicación para la persistencia observada en los niveles de desocupación del país, y la eventual existencia de un cambio estructural en la economía que permitiera explicar dicha persistencia después de la crisis asiática. Por ejemplo, Martinez et. al. (2001), plantean que la persistencia y alto nivel de desocupación pueden explicarse desde tres perspectivas alternativas. Primero, existiría la posibilidad de que, al iniciarse el ciclo recesivo en 1998, algunas empresas presentaran un exceso de capacidad junto con ganancias de eficiencia por parte de las empresas, lo que las habría inducido a utilizar menos mano de obra después de la crisis. Segundo, se habría producido una eventual falta de sincronización temporal entre los niveles de actividad económica y el empleo, debido a irreversibilidades en el proceso de contratación de mano de obra. Tercero, existiría la posibilidad de que razones tecnológicas o de sustitución de factores, implicarían un debilitamiento en la relación empleo-producto y, como resultado de ello, la escasa o nula relación entre el desempleo y el ciclo económico.

Las dos primeras alternativas implican que los cambios observados en la tasa de desocupación sería un fenómeno más bien transitorio, el que se resolvería con el crecimiento económico, o con políticas microeconómicas destinadas a reducir la falta de sincronización antes mencionada; la tercera alternativa apunta directamente a la existencia de un cambio estructural, una nueva realidad para el mercado laboral, como consecuencia de cambios tecnológicos, factores institucionales, o bien el agotamiento de proyectos rentables intensivos en

mano de obra, que se traducirían en un aumento de la tasa natural de desocupación y en la pérdida de capacidad de la economía chilena para generar empleos. Mediante la estimación de una ecuación de empleo que considera la posibilidad de variaciones en el precio relativo de la mano de obra, el artículo concluye señalando que no existe evidencia que apoye la noción de un cambio en la elasticidad empleo-producto para la economía chilena durante el período considerado, pero si existiría evidencia de un cambio estructural en la demanda por trabajo durante el año 2000, lo que se interpreta como evidencia de inestabilidad en la demanda por trabajo y, que los shocks que afectan a la economía son considerablemente persistentes.

Bellani et al. (2002), por su parte, toman un enfoque diferente para analizar el fenómeno de la elevada desocupación. En el marco de la estimación de una Curva de Beveridge para la economía chilena, que relaciona vacantes con desempleo, los autores concluyen que dicha curva es estable a nivel agregado durante el período de análisis, siendo su dinámica completamente explicada por el ciclo económico. En otras palabras, el desempleo obedece por completo al ciclo económico, descartándose entonces la posibilidad de cambios estructurales, aunque no la posibilidad de persistencia en la desocupación en la medida que la recesión también lo sea.

A pesar de la evidente importancia de comprender el fenómeno del desempleo en Chile, ninguno de estos artículos caracteriza completamente la dinámica del desempleo, ni tampoco la importancia que adquiere la magnitud de los shocks a que se ve sometida la economía chilena. En este sentido, el presente artículo contribuye a la discusión sobre el desempleo y mercado laboral en Chile, pero desde una perspectiva completamente diferente a la de los anteriores, al caracterizar la dinámica de la tasa de desempleo durante las distintas etapas del ciclo económico, considerando la posibilidad de equilibrios múltiples (histéresis), persistencia, no linealidades y memoria larga en el desempleo, tomando en cuenta la magnitud de los shocks que afectan a la economía.

El tema abordado en este trabajo reviste importancia por diversas razones. En primer lugar, dar una respuesta a la interrogante sobre la persistencia del desempleo tiene implicancias no sólo desde el punto de vista de la protección social y las reformas laborales, sino que también desde el punto de vista de la política de estabilización macroeconómica. La presencia de histéresis o desempleo altamente persistente significa que el desempleo se transforma en un problema de larga duración después que se implementan reformas, o después que la economía es afectada por shocks de gran magnitud. Por ejemplo, para países que muestran características de equilibrios múltiples, reformas destinadas a reducir los beneficios extra laborales podrían constituirse en importantes shocks positivos si se implementan en la fase de recuperación del empleo; esto puede tener efectos duraderos en la reducción de las tasas de desempleo. Pero, si las reformas se implementan en períodos de desempleo creciente, estas pueden no tener el efecto deseado de modificar la tasa de desempleo debido a que el potencial efecto beneficioso de la reforma es contrarrestado por un shock negativo (sea de oferta o de demanda) que afecte a la economía. En segundo lugar, una respuesta a estas interrogantes puede ayudar a dilucidar si la experiencia del mercado laboral en Chile es

consistente con los planteamientos modelos del mercado laboral recientemente desarrollados para economías en transición, que desafían la hipótesis de la tasa natural.

Esta escasa preocupación por el fenómeno de la persistencia en la tasa de desempleo en Chile, contrasta notablemente con la evidencia internacional. De hecho, la discusión sobre la persistencia en las tasas de desocupación tiene cierta historia en el análisis económico. Uno de los hechos estilizados más destacados para el período posterior a la segunda guerra mundial es que la desocupación ha tendido a variar más entre ciclos económicos, que al interior de cada ciclo. En otras palabras, la tasa de desempleo presentaría cierto grado de persistencia entre ciclos económicos, lo que no sería observable al interior mismo de cada ciclo. Este grado de persistencia sería, según Blanchard y Summer (1987), consecuencia principalmente de cambios abruptos en la media de la tasa de desempleo, sin que ello conduzca a un problema de cambios permanentes (es decir, cambios estructurales) en los niveles de desempleo. Entre tales cambios en las medias de la tasa de desempleo, éste sería estacionario. La mayor parte del tiempo el desempleo de equilibrio sería estable y no afectado por los movimientos en la tasa efectiva de desocupación; sin embargo, y ocasionalmente, una secuencia de shocks empujaría la tasa de desempleo de equilibrio por sobre o por debajo de su nivel anterior, donde permanecería hasta que una nueva secuencia de shocks la modifique. Esta es la hipótesis de Histéresis en la desocupación.

Una forma de enfrentar la presencia de cambios ocasionales y cambios permanentes en la tasa de desocupación es utilizar un modelo de cambio de régimen markoviano (Hamilton, 1989); este tipo de modelos permite identificar las fechas en que se producen los cambios en la media del desempleo. Una vez determinado el momento en que se producen los cambios de régimen, como consecuencia de grandes shocks que modifiquen la media de la tasa de desocupación, el paso siguiente es remover el efecto de estos shocks sobre la serie tiempo del desempleo. La nueva serie así obtenida permite calcular la suma de los coeficientes del proceso autoregresivo, como medida de la persistencia, y comparar dicha suma con igual medida de persistencia obtenida cuando no se toma en cuenta los cambios en las medias, a la vez que implementar otros tests de persistencia y memoria larga (ARFIMA) disponibles en la literatura.

La estructura de este artículo es la siguiente. En la siguiente sección se describe brevemente las características de la serie de desempleo utilizada; la sección 3 se presenta los fundamentos de la hipótesis de histéresis y de equilibrios múltiples en la tasa de desempleo, y se discute brevemente algunos modelos recientes. La sección 4 presenta el modelo cambio de régimen y la depuración de la serie de desempleo a partir de la estimación de dicho modelo. La sección 5 discute distintas medidas de determinación del grado de persistencia, considerando medidas habituales como la sumatoria de los parámetros de un modelo autoregresivo, testeo de raíces unitarias, y la introducción de la posibilidad de memoria larga a través de la estimación de un modelo ARFIMA. Finalmente, la sección 6 concluye.

## 2 Evolución del Desempleo

Como se señala en la introducción, la evolución de la tasa de desocupación a fines de la década pasada y comienzos de la presente, representa un quiebre respecto de la tendencia observada durante gran parte de la década de los 90. La figura 1 muestra la evolución de esta variable, para el período de análisis (1982.2 - 2002.1).<sup>1</sup>

[Figura 1 aquí]

Se observan niveles de desempleo relativamente altos pero decrecientes durante la década de los 80s, con tasas por sobre los dos dígitos en promedio durante gran parte de la misma (después de la crisis de la deuda externa), seguidos por un período de tasas relativamente bajas y estables durante gran parte de los años 90s. El logro de estos bajos niveles de desempleo es fruto no sólo de la recuperación del crecimiento después de la crisis de la deuda y de la creciente integración de la economía al resto del mundo, sino que también como consecuencia del proceso de desregulación del mercado laboral implementada en la década de los 80s. Sin embargo, el impacto con cierto rezago con que la crisis originada en los países asiáticos se hace sentir sobre la economía chilena, implica un repentino y fuerte incremento en la tasa de desocupación. Dado este nuevo entorno para la situación del mercado laboral, se ha aventurado la hipótesis de un eventual cambio estructural, hipótesis que, de acuerdo a lo comentado a la introducción, parece no ser avalada por los datos. Con el fin de tener un mejor apreciación de la evolución del desempleo, la siguiente tabla muestra información estadística para la serie de tiempo considerada.

Tabla 1

Propiedades estadísticas del Desempleo

Período	1982.2 – 2002.1	1982.2 – 1990.4	1991.1 – 1998.3	1998.4 – 2002.1
Media	11.540	14.917	6.7290	13.750
Desv. Estándar	5.1912	5.1214	1.0708	1.1102
Skewness	0.81867	0.45258	2.3991	-0.32715
Kurtosis	-0.22882	-1.1781	6.7361	-0.68863
Mínimo	5.6	8.3	5.6	11.4
Máximo	24.8	24.8	11.1	15.4

De la tabla se observa que, en la tasa medida de desempleo durante los años 80s fue de 14,9%, mientras que para el período 1998.4-2002.1 la tasa media es de 13,7%. Un test simple de diferencias entre medias, no reportado, no es capaz de rechazar la nula de medias iguales, por lo que al menos se podrían considerar dos regímenes en la muestra. Además, si

<sup>1</sup>A pesar de que en la figura 1 se reproduce la evolución de la tasa de desempleo medida por el INE, en este trabajo la serie de tiempo considerada es aquella reportada por el Departamento de Economía de la Universidad de Chile. La razón de ello es que se ha probado que esta serie tiene mejores propiedades estadísticas que la publicada por el INE, y precede al producto durante el ciclo económico (Chumacero, 1999; Chumacero y Quiróz, 1996a y 1996b).

consideramos la tasa media durante el período 1991-1998, la hipótesis de equilibrios múltiples o histéresis parece tener algún sustento en la realidad chilena.

Pero, ¿qué se entiende por equilibrios múltiples e histéresis? La siguiente sección resume brevemente estos conceptos, y describe algunos modelos que intentan dar una explicación para dicho fenómeno.

### 3 Histéresis y Equilibrios Múltiples

El escalamiento de las tasas de desocupación que experimentan los países europeos en las dos décadas pasadas gatilló una importante literatura que remeció las bases de la creencia en una única tasa natural de desempleo, y alimentó la idea de que, en cierto grado, la tasa de desempleo de equilibrio es path-dependent; es decir, la tasa de desempleo de equilibrio sigue la huella de la tasa de desempleo efectivamente observada en las economías. Esta idea es reconocida hoy bajo el nombre de Histéresis.

El concepto de histeresis se encuentra estrechamente ligado a la utilización de modelos dinámicos, y se puede interpretar como una situación en la cual shocks transitorios pueden tener un efecto permanente. Una característica perfectamente distinguible de un modelo de histéresis es que su solución por lo general no puede ser derivada con referencia exclusivamente al estado actual de las variables explicativas; es necesario, además, recurrir a la historia pasada del sistema bajo análisis, por lo que la posición de cualquier equilibrio contemporáneo depende de la trayectoria. Más aún, la histéresis no es una propiedad intrínseca de una variable, sino que una propiedad de una variable dentro del contexto de un modelo explicativo (Røed, 1998).

La presencia de histéresis conduce con frecuencia a la violación de supuestos fundamentales relacionados con la exogeneidad de las preferencias, las dotaciones individuales, y el marco institucional de los modelos de optimización. En términos de las ecuaciones de comportamiento derivadas de dichos modelos, la presencia de histéresis puede también interpretarse como un cambio estructural endógeno. Por ejemplo, es perfectamente posible observar que las características institucionales del mercado laboral han cambiado en una forma que puede ser consistente con un aumento del nivel de desempleo de equilibrio (digamos, debido a un aumento del salario mínimo, rigidización en las normas de contratación y despido, etc.). La gran interrogante es: ¿el incremento en la tasa de desempleo de equilibrio es consecuencia el cambio estructural, o es el aumento en la tasa de desempleo el que ha originado el cambio estructural? La respuesta a esta interrogante no es simple.

Con respecto al término histéresis, éste concepto generalmente tiene dos interpretaciones. Una primera interpretación, quizás la más tradicional después del artículo de Blanchard y Summer (1986). Bajo esta interpretación, la histéresis se entiende como o tiende a ser asociada con la presencia de una raíz unitaria en un sistema dinámico lineal; es decir, una situación en la cual la tasa de desempleo, por ejemplo, depende de una combinación lineal de su propio pasado con coeficientes cuya suma es la unidad. Esta idea es considerada

demasiado extrema como un caso extremo, dado que la raíz tiene que ser exáctamente igual a la unidad para generar histéresis, por lo que para hacer más aplicable el concepto se relaja el supuesto de raíz unitaria, y se describe como una situación en la cual el grado de dependencia respecto del pasado es muy alta y la suma de los coeficientes es cercana pero no necesariamente igual a uno. Esta visión más relajada de la histéresis describiría, entonces, un mecanismo que conduce a que shocks transitorios tengan efectos persistentes, pero no permanentes.

La segunda interpretación es que el fenómeno de histéresis se encuentra asociada con la idea de que la histéresis es en última instancia un fenómeno no lineal asociado la posible existencia de equilibrios múltiples. El punto es que en un marco no lineal de análisis, algunos shocks transitorios (de baja magnitud) tienen efectos sólo transitorios shocks transitorios (de gran magnitud) pueden tener efectos permanentes debido a que poseen la fortaleza como impulsar a la economía hacia una trayectoria que conduzca a un nuevo equilibrio.

Esta experiencia de niveles crecientes y persistentes de desempleo en algunos países de Europa central y del este ha motivado el desarrollo de algunos modelos de equilibrios múltiples, con interesantes implicancias para la dinámica del mercado laboral chileno<sup>2</sup>. Por ejemplo, Aghion y Blanchard (1994) desarrollan un modelo donde, dependiendo de las expectativas de los agentes, una economía puede terminar con un alto desempleo de equilibrio. En otro modelo, desarrollado por Boeri (2001), un equilibrio múltiple puede surgir como consecuencias de cuellos de botella a nivel microeconómico, derivados de destrezas y habilidades específicas de los trabajadores junto con los desincentivos a la búsqueda generados por la existencia de beneficios extra laborales en los mercados formal e informal. Este patrón podría generar la apariencia de rachas de desempleo de larga duración y de cambios de régimen en el desempleo agregado. Esta alta persistencia surgiría aun en mercados laborales muy desregulados. La importancia de lo anterior es que todos estos modelos apuntan a la existencia de histéresis en el desempleo, cuyo origen no se relaciona con la existencia de insiders y outsiders en el mercado laboral. Si estos modelos teóricos están en lo correcto, entonces deberíamos esperar ya sea altos niveles de persistencia en la dinámica del desempleo, o bien frecuentes cambios en el desempleo de equilibrio. En consecuencia, cualquier análisis empírico de la hipótesis de equilibrios múltiples y del grado de persistencia en la tasa de desempleo, requiere de un enfoque econométrico que recoja la posibilidad de múltiples equilibrios.

#### 4 Persistencia y Modelo de Cambio de Régimen

La hipótesis de persistencia ha sido tradicionalmente evaluada aplicando una batería de tests de raíces unitarias, mientras que la segunda hipótesis - cambios frecuentes - se ha enfrentado (al menos en el caso de Chile), recurriendo a estimaciones tradicionales de modelos de

<sup>2</sup>Para un resumen de estos modelos, véase Calmfors y Holmlund (2000); Lye, McDonald y Sibly (2000) y Minford y Naraidoo (2002).



demanda de trabajo o bien de curvas de Beveridge, como se señala en la sección anterior. Sin embargo, una adecuada discusión de la existencia o no de persistencia en el desempleo requiere de separar de la variable el impacto que sobre ella puedan tener shocks de distinta magnitud.

El marco tradicional para el análisis ha sido el siguiente modelo autoregresivo para la tasa de desempleo  $u_t$ :

$$u_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_i u_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

donde  $\varepsilon_t$  es un proceso estocástico con media cero y varianza constante. Con esta especificación autoregresiva, la tasa “natural”, media, o de equilibrio hacia el cual el desempleo se revierte (si el proceso es estacionario) es

$$\bar{u} = \frac{\theta_0}{1 - \sum_{i=1}^p \theta_i},$$

asumiendo que  $\sum_{i=1}^p \theta_i < 1$ . En otras palabras, en la medida que  $\sum_{i=1}^p \theta_i < 1$  el desempleo será *mean reverting*. Pero si  $\sum_{i=1}^p \theta_i = 1$ , el desempleo seguirá un proceso random walk y mostrará dependencia de la trayectoria, es decir Histéresis pura. En este último caso, los shocks tendrán efectos permanentes. Esta punto es particularmente relevante para la economía chilena, dado que es perfectamente razonable considerar que ésta ha estado sometida a importantes shocks durante su historia reciente (apertura de la economía, liberalización de precios, privatizaciones, shocks externos, etc.).

Un test de raíces unitarias para la presencia de histéresis proporciona una cota superior para la hipótesis, dado que es un caso extremo de dependencia de la variable de su trayectoria, en donde cualquier shock, grande o pequeño, importa. Pero si consideramos que la tasa de desempleo es en estricto rigor una variable acotada (fluctúa entre 0 y 100% o 0 y 1), ésta debiera ser estacionaria en largos períodos de tiempo. Luego, el concepto de histéresis entendido como la presencia de una raíz unitaria no debe interpretarse como una verdadera descripción del proceso generador de datos de la variable desempleo, sino que más bien como una simple aproximación en el período muestral. Una hipótesis menos restrictiva es considerar el fenómeno de histéresis como un proceso en el cual el desempleo cambia de equilibrio toda vez que un shock lo suficientemente grande afecta su nivel actual; es decir, shocks de gran magnitud debieran entrar en la memoria de largo plazo de la serie, puesto que son dichos shocks los que generan los cambios en la tasa natural o nivel de desempleo de equilibrio.

Considerando lo anterior, la especificación autoregresiva (1) es modificada para incorporar la posibilidad de cambios de régimen debido precisamente a shocks de gran magnitud, como el experimentado por la economía chilena con la crisis asiática. La metodología para examinar la persistencia en la serie de desocupación se basa en una depuración de la misma a partir de la estimación de un modelo de cambio de régimen markoviano. La razón es que

esto permite superar un problema frecuente en las medidas comunes de persistencia, cual es asumir que la media del proceso es constante, lo que hace imposible distinguir entre la persistencia de distintos shocks si se considera la posibilidad de que la economía enfrente shocks de gran magnitud, que puedan cambiar los parámetros del modelo. La especificación del modelo de cambio de régimen que se considera en este trabajo se basa en el siguiente modelo autoregresivo con media variable dependiendo del estado de la naturaleza. El modelo propuesto es:

$$\begin{aligned}
 u_t &= \theta_m(s_j) + \sum_{i=1}^q \tilde{\theta}_i y_{t-i} + \tilde{\varepsilon}_t, \\
 \pi(m) + 1 &\leq t \leq \pi(m+1), \\
 m &= 0, 1, \dots, n; \quad j = 1, \dots, k; \quad k \leq n + 1.
 \end{aligned} \tag{2}$$

donde  $y_t$  es la tasa de desempleo en el trimestre  $t$ ;  $\tilde{\varepsilon}_t$  es un vector de perturbaciones estocásticas idéntica e independientemente distribuidos con media cero y varianza constante e igual a  $\sigma_{\tilde{\varepsilon}}^2$ ;  $n$  es el número de saltos en la media de la serie como resultado de grandes shocks que ocurren ocasionalmente en los instantes  $\pi(m), \dots, \pi(n)$ ;  $k$  es el número de estados en la tasa de desempleo (por ejemplo, estado de bajo desempleo y estado de alto desempleo); y  $\mu_m$  es la media del desempleo.

La interpretación económica del modelo de cambio en la media es la siguiente. Cada vez que ocurre y repentino y abrupto cambio en los parámetros del modelo, se tiende a atribuir tales saltos a cambios estructurales, o grandes shocks, en la economía. Por lo tanto, aún si no es posible excluir la posibilidad de que grandes shocks pueden no necesariamente implicar un cambio en la media de la serie (es decir, grandes shocks también pueden tener efectos transitorios), se asume que un cambio en la media es siempre observado como el resultado de grandes shocks.

Este modelo de cambio en la media es una generalización del enfoque estándar en el siguiente sentido. Si existe un único estado (equilibrio) en la serie, la media de la tasa de desocupación es una constante en el período muestral, en vez de cambiar infrecuentemente. El modelo de cambio en la media colapsa, entonces, al modelo autoregresivo simple; de hecho, si  $k = 1$ , entonces  $n = 0$ . La estimación de este modelo se basa en el algoritmo EM (Hamilton, 1994; Bilmes, 1998), y se describe en el anexo.

Un elemento importante para proceder a la estimación de este modelo es la determinación de el número exacto de regímenes a ser considerados en en la estimación del mismo. La práctica habitual es considerar que el número de estados o regímenes es exógeno para la estimación.<sup>3</sup> Sin embargo, este enfoque resulta insatisfactorio si se desea caracterizar correctamente la dinámica de la tasa de desempleo; al imponer exógenamente el número de estados en una serie de tiempo en la estimación de un modelo de cambio de régimen se violan ciertas condiciones de regularidad para la aplicación de la teoría asintótica para

<sup>3</sup>Hamilton (1989), Engel (1994), Engle y Hamilton (1990), y Johnson (2001), son algunos ejemplos de esta práctica habitual.

el testeo de hipótesis, en el caso que dicho testeo dependa de un parámetro que sólo es identificado bajo la hipótesis alternativa (Otranto y Gallo, 2001), lo que es común en este tipo de modelo<sup>4</sup>. Dado que la ocurrencia de cambios de régimen en una serie de tiempo se refleja en una combinación de distribuciones (Hamilton, 1994); es decir, que la función de densidad de los datos sea multimodal, una alternativa superior a la habitual es realizar un testeo empírico para determinar el número de estados que efectivamente describen la evolución del desempleo en Chile. El testeo de multimodalidad se realiza considerando el método propuesto por Silverman (1981) y se describe en el anexo A.

Utilizando dicho procedimiento, en Aranda (2002) se concluye que la tasa de desempleo posee una función de densidad subyacente que puede caracterizarse por trimodalidad; es decir, la dinámica del desempleo en el período considerado incluye tres regímenes perfectamente identificables, como se desprende de la siguiente tabla:

Table 2

$m$	$\hat{h}_{m,crit}$	$p - value$
1	2.25	0.10
2	2.05	0.02
3	0.91	0.61

Estos resultados indican que se debe estimar un modelo que incluya tres estados. Utilizando el algoritmo EM que se presenta en el anexo B, se obtienen los siguientes resultados para la estimación del modelo de cambio de régimen:

Tabla 3

	Estado 1	Estado 2	Estado 3
Media	6.35	12.20	22.32
Desv. Std.	0.41	3.07	1.44
Probabilidad	0.30	0.59	0.11

Por su parte, los quiebres o cambios de régimen se producen en los momentos señalados en la Tabla 2.

<sup>4</sup>De hecho, dichos autores señalan que la función de verosimilitud bajo la nula es no cuadrática y plana en el óptimo, con respecto al parámetro o parámetros de cambio de régimen, mientras que la matriz Score es idénticamente nula cuando los parámetros bajo la nula corresponden a un máximo, mínimo o saddle point, lo que es común, como se señala en el texto, en este tipo de modelos.

Tabla 4

Estado	Fecha
3	Jun 82 - Mar 84
2	Jun 84
3	Sep 84
2	Dic 84 - Jun 91
1	Sep 91 - Dic 93
2	Mar 94
1	Jun 94 - Dic 99
2	Mar 95
1	Jun 95 - Jun 98
2	Sep 98 - Mar 02

En términos gráficos, la estimación de la media correspondiente a cada estado, junto a la serie original, es la siguiente:

[Figura 2 aquí]

En el Gráfico anterior, se observan tres puntos que pueden ser considerados *outliers*. Corrigiendo la estimación por estos outliers, los resultados serían:<sup>5</sup>

[Figura 3 aquí]

Las fechas en que se producen los quiebres correspondientes a la estimación corregida se presentan en la siguiente tabla:

Tabla 5

Estado	Fecha
3	<i>Jun82 – Sep84</i>
2	<i>Dic84 – Jun91</i>
1	<i>Sep91 – Jun98</i>
2	<i>Sep98 – Mar02</i>

Combinando los resultados de la Tablas 3 y 5, se obtiene la serie depurada para el desempleo, la que, junto a la serie original, será utilizada en el análisis de persistencia en la siguiente sección.

[Figura 4 aquí]

## 5 Persistencia y Memoria Larga

En esta sección se implementa y discute una serie de tests utilizados para determinar el grado de persistencia en la tasa de desempleo en Chile. Como punto de partida utilizamos el

<sup>5</sup>Esto se realiza de manera manual bajo la premisa que dichos puntos no son representativos de la trayectoria de la serie.

enfoque de los modelos autorregresivos, con el propósito de obtener resultados que permitan visualizar el efecto de la depuración de la serie más que obtener conclusiones definitivas respecto de la persistencia. A continuación se aplican dos tests estándar para la existencia de raíz unitaria, como son el test de Dickey y Fuller aumentado (ADF), y el test de Kiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS)<sup>6</sup>, los que aportarán evidencia respecto de la estacionariedad de la serie. Finalmente, y a objeto de investigar la posibilidad de existencia de memoria larga en la serie, más que la de una raíz unitaria, se estima el componente de largo plazo de un modelo ARFIMA mediante la utilización del estimador GPH y de Robinson.

## 5.1 Modelos Autorregresivos

El análisis de la sección anterior muestra claramente que la determinación del grado de persistencia en el desempleo no puede basarse en modelos cuyas medias sean constantes, si la serie de tiempo está sujeta a quiebres o cambios de media. Por el contrario, la determinación de la persistencia debe basarse en una serie corregida por la influencia de dichos quiebres. La obtención de dicha serie fue el propósito de la sección anterior. En esta subsección se enfrenta el problema de la determinación de la persistencia basándonos en la aproximación más simple que consisten en estimar modelos autoregresivos, y determinar el grado de persistencia.

La siguientes tablas muestran los resultados para la suma de los coeficientes de procesos autoregresivos de distinto orden para la serie de desempleo original y la serie depurada. La tabla 6 considera la estimación considerando una constante en el modelo.

Tabla 6

const + AR( )	Serie Original	Serie Depurada
1	0.97	0.69
2	0.98	0.70
3	0.98	0.73
4	0.98	0.76
5	0.97	0.71
6	0.97	0.77
7	0.97	0.72
8	0.97	0.76
9	0.97	0.76
10	0.96	0.75

Claramente, la serie original presenta un mayor grado de persistencia para los distintos rezagos considerados. Siendo consistentes con la discusión anterior, la tabla 7 muestra los resultados de persistencia a partir de la estimación de modelos autoregresivos, esta vez sin constantes.

<sup>6</sup>Maddala y Kim (1998).

Tabla 7

AR( )	Serie Original	Serie Depurada
1	0.996	0.69
2	0.998	0.70
3	0.998	0.73
4	0.998	0.76
5	0.998	0.70
6	0.997	0.77
7	0.997	0.72
8	0.997	0.76
9	0.997	0.76
10	0.996	0.75

Comparando los resultados de ambas tablas para la serie depurada, se observa que no existen diferencias. Esto era de esperarse debido a que la serie depurada posee una media cercana a cero, al no considerarse en ella las distintas medias (regímenes) que gobiernan la serie original. Nótese que en la tabla 6 la suma de los coeficientes autoregresivos para la serie original tiende a estar bastante cercana a uno para distintos rezagos, lo que podría indicar, erróneamente, una fuerte persistencia en la tasa de desempleo.

A pesar de que la evidencia parece señalar que la tasa de desempleo no es estacionaria en el período considerado, existe evidencia suficiente como para señalar que, entre quiebres, el desempleo es estacionario. Esto implica que la histerisis detectada en la serie original es consecuencia de esos quiebres y no de la incapacidad de la serie de retornar rápidamente a su nivel original luego de la presencia de un shock.

## 5.2 Raíces Unitarias: Los tests ADF y KPSS

La utilización de estos dos estadísticos para el testeo de raíces unitarias se basa, en primer lugar, en su amplia utilización empírica y, en segundo lugar, debido a que son considerados como complementarios entre ellos, como consecuencia de que formulan distintas hipótesis nulas para el mismo fenómeno de raíz unitaria: mientras el test ADF testea la presencia de raíz unitaria, el test KPSS testea estacionariedad.

El test ADF se basa en la estimación de la ecuación:

$$\Delta u_t = \theta + \gamma u_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

El valor del estadístico  $t$  asociado a  $\gamma$  debe ser comparado con los valores críticos de MacKinnon (1991) para contrastar la hipótesis nula  $H_0 : \gamma = 0$  (raíz unitaria) contra la alternativa  $H_1 : \gamma < 0$  (estacionariedad).

Previo a la estimación hay que decidir si se incluye una constante, constante y tendencia o ninguna de las anteriores. Esto es importante porque la distribución del estadístico  $t$  bajo la nula depende de la elección que se haga. Una aproximación es estimar el modelo con constante y tendencia ya que los otras dos opciones son un caso particular de esta. Sin embargo, incluir regresores irrelevantes reduce el poder del test, pudiéndose llegar a la conclusión que existe raíz unitaria cuando en realidad no la hay. El principio general es elegir una especificación que sea plausible con los datos, tanto bajo la hipótesis nula como la alterna (Hamilton 1994). Es decir, si la serie presenta tendencia (determinística o estocástica) se debe incluir constante y tendencia. Si la serie no exhibe tendencia pero posee una media distinta de cero, se debe incluir una constante. Por último, si la serie fluctúa alrededor de una media igual a zero entonces no se debe incluir constante ni tendencia. Debido a que esta es una etapa preliminar de investigación y, para no descartar ninguna posibilidad, se estiman los tres modelos antes mencionados.

Antes de estimar, también se debe determinar el número de rezagos a incluir en el lado derecho de la ecuación. La idea es incluir los rezagos necesarios para controlar la autocorrelación serial de orden mayor a uno. Lo usual es incluir un número tal que permita remover cualquier autocorrelación serial en los errores. Este es el enfoque utilizado aquí.

Los resultados de los test ADF para la serie depurada del desempleo chileno se presentan en la tabla 8: M1 corresponde al modelo con constante y tendencia, M2 al modelo sólo con constante y M3 al modelo sin constante ni tendencia. Se utiliza un nivel de significancia de 5% para la detección de raíz unitaria (RU). Igual nivel de significancia se utiliza para determinar si los errores son ruido blanco (RB) en el test de Ljung-Box<sup>7</sup> (test Q).

Tabla 8

	M1			M2			M3	
Rez	RU	RB	Rez	RU	RB	Rez	RU	RB
0	No	Sí	0	No	Sí	0	No	Sí
1	Sí	Sí	1	No	Sí	1	No	Sí
2	Sí	Sí	2	Sí	Sí	2	No	Sí
3	Sí	Sí	3	Sí	Sí	3	No	Sí
4	Sí	Sí	4	Sí	Sí	4	No	Sí
5	Sí	Sí	5	Sí	Sí	5	Sí	Sí

Los resultados indican que para cada uno de los tres modelos estimados (M1, M2, M3) y para cada uno de los rezagos incluidos, los errores son ruido blanco. En consecuencia, no existe razón para controlar la autocorrelación, motivo por el cual se opta por los modelos sin rezagos (equivale al test DF). Como los tres modelos no detectan la presencia de raíz unitaria cuando el número de rezagos es cero, se concluye que la serie depurada del desempleo

<sup>7</sup>El estadístico para el test de Ljung-Box es  $Q = T(T+2) \sum_{k=1}^p \frac{e_k^2}{T-k}$ , el que sigue una distribución chi-cuadrado con  $p$  grados de libertad.

chileno es estacionaria (más adelante se reconsiderará esta conclusión). Un problema con la implementación del test ADF es el criterio de decisión para la determinación del rezago óptimo. Ng y Perron (2001) recomiendan la utilización del Akaike Modificado (MAIC). Utilizando el código gauss escrito por estos autores para el criterio MAIC, se encuentra que el número de rezagos óptimo es igual a tres. Según esto, la serie depurada del desempleo chileno es estacionaria en el modelo que no considera constante ni tendencia.

El test KPSS difiere del ADF en que su hipótesis nula es de estacionariedad, y puede ser implementado bajo la nula de estacionariedad en tendencia (trend stationarity) o estacionariedad en niveles (level stationarity). Como se mencionó, este test es usualmente utilizado junto al ADF con el propósito de investigar la posibilidad de que la serie sea fraccionalmente integrada, esto es, ni  $I(0)$ , ni  $I(1)$ . La construcción del test requiere de remover la tendencia de la serie o la media, lo cual se logra corriendo una regresión entre  $u_t$  sobre  $z_t = (1, t)'$  o  $z_t = (1)'$ , según corresponda. Los errores de la regresión corresponden a  $\varepsilon_t$  y la suma parcial de estos a  $s_t$ . Entonces, el estadístico KPSS de orden cero corresponde a  $k_0 = T^{-2} \sum_{t=1}^T s_t^2 / T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2$ . Para rezagos mayores que cero, el denominador es calculado mediante la estimación Newey-West de la varianza de largo plazo de la serie. Los valores críticos aproximados corresponden a los de Kwiatkowski et al (1992).

La Tabla 9 reporta los resultados de la aplicación de este test, tanto para estacionariedad en niveles (M1) como para estacionariedad en tendencia (M2). En ambos casos, el criterio de selección de rezagos de Schwert iguala 11.

Tabla 9

M1		M2	
Rezago	Estadístico	Rezago	Estadístico
1	0.663	1	0.525
2	0.511	2	0.427
3	0.421	3	0.355
4	0.357	4	0.307
5	0.313	5	0.272
6	0.281	6	0.247
7	0.256	7	0.228
8	0.237	8	0.213
9	0.223	9	0.202
10	0.212	10	0.194
11	0.204	11	0.188

El valor crítico al 5% nivel de significancia para el caso de M1 es 0.463 y para M2 es 0.146. En el caso de M2 se rechaza la estacionariedad en tendencia, en cambio, no se rechaza la hipótesis de estacionariedad en niveles al 5% de significancia en M1.

¿Qué podemos decir de los resultados anteriores? Considerando la serie depurada, el test ADF parece indicar que no existe una raíz unitaria, mientras que el test KPSS entrega



evidencia de no estacionariedad si se incluye una tendencia, pero no en el caso de los niveles. Considerando esto, los resultados parecen ser poco concluyentes, lo que amerita un mejor análisis respecto de las propiedades dinámicas de la tasa de desempleo depurada.

### 5.3 Memoria larga y Modelación ARFIMA

Una excelente alternativa, que contempla la alternativa de raíces inferiores a la unidad, al mismo tiempo que la posibilidad de que la tasa de desempleo muestra una gran memoria en su proceso, la proporcionan los modelos ARFIMA de Granger y Joyeux (1980) y Hosking (1981)<sup>8</sup>, cuya representación para un proceso ARFIMA( $p, d, q$ ), con media  $\mu$ , es:

$$\Phi(L)(1-L)^d(y_t - \mu) = \Theta(L)\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4)$$

donde  $L$  es el operador de rezagos;  $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$ ;  $\Theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_p L^p$  y  $(1-L)^d$  es el operador de diferenciación fraccional definido por:

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{G(k-d)L^k}{G(-d)G(k+1)} \quad (5)$$

con  $G(\cdot)$  denotando la función (generalizada factorial) gamma donde el parámetro  $d$  puede tomar valor real. La restricción arbitraria de  $d$  a valores enteros da paso a un modelo autoregresivo y de media móvil integrado (ARIMA). El proceso estocástico  $y_t$  es estacionario e invertible si todas las raíces de  $\Phi(L)$  y  $\Theta(L)$  se encuentran fuera del círculo unitario y  $|d| < 0.5$ . El proceso es no estacionario para  $|d| \geq 0.5$ , teniendo varianza infinita.

Asumiendo que  $d \in [0, 0.5)$ , la función de autocorrelación  $\rho(\cdot)$  de un proceso ARFIMA es proporcional a  $k^{2d-1}$  cuando  $k \rightarrow \infty$ . Consecuentemente, las autocorrelaciones de un proceso ARFIMA decaen hiperbólicamente a cero cuando  $k \rightarrow \infty$  en contraste al decaimiento geométrico y más rápido de un proceso estacionario ARMA. Para  $d \in (0, 0.5)$ ,  $\sum_{j=-n}^n |\rho(\cdot)|$  diverge mientras  $n \rightarrow \infty$ , y se dice que el proceso ARFIMA *exhibe larga memoria, o dependencia positiva de largo plazo*. El proceso exhibe memoria intermedia (anti-persistencia), o dependencia negativa de largo plazo cuando  $d \in (-0.5, 0)$ . El proceso exhibe memoria corta para  $d = 0$ , correspondiendo a un modelo ARMA estacionario e invertible. Para  $d \in [0.5, 1)$  el proceso es de reversión a la media, aunque no es de covarianza estacionaria en la medida en que un shock no tiene impacto de largo plazo sobre valores futuros del proceso. Procesos con  $d \in [1, 1.5)$  son llamados de larga memoria fuerte. En este caso, shocks pasados a la serie tienen efectos permanentes.

Existen dos aproximaciones a la estimación de un modelo ARFIMA( $p, d, q$ ): la estimación máximo verosímil exacta, propuesta por Sowell (1992), y una aproximación semi-paramétrica, descrita más adelante. La aproximación de Sowell requiere la pre-especificación

<sup>8</sup>Ver referencias en Lildholt (2000).

de los valores  $p$  y  $q$ , y la estimación del modelo ARFIMA completamente condicionado a aquellos valores pre-especificados. Lo anterior implica algunas dificultades para elegir una especificación ARMA adecuada, como también un gran esfuerzo computacional para evaluar cada combinación de  $p$  y  $q$ . Los métodos descritos aquí asumen que el proceso de memoria corta o componentes ARMA de la serie de tiempo son relativamente poco importantes. Así, el parámetro de larga memoria  $d$  puede ser estimado sin especificar completamente el proceso generador de datos. Estos métodos son conocidos como semi-paramétricos y se discuten a continuación.

Geweke y Porter-Hudak (1983) presentan una regresión semiparamétrica basada en el logaritmo de un periodograma, denominada test GPH para larga memoria (integración fraccional) en una serie de tiempo. El procedimiento GPH utiliza métodos no-paramétricos, esto es, un estimador de regresión espectral, para evaluar  $d$  sin explicitar la especificación de los parámetros ARMA de la serie. La serie es usualmente diferenciada para que el  $d$  estimado resultante pertenezca al intervalo  $[-0.5, 0.5]$ . El procedimiento implica la obtención del parámetro  $d$  a partir de la estimación de un proceso fraccionalmente integrado de la forma:

$$(1 - L)^d Y_t = \varepsilon_t \quad (6)$$

donde  $\varepsilon_t$  es estacionario con media cero y densidad espectral continua  $f_\varepsilon(\lambda) > 0$ . La estimación de  $d$  se obtiene a partir de la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios a la siguiente ecuación:

$$\log(I_y(\lambda_s)) = \hat{c} - \hat{d} \log |1 - e^{i\lambda_s}| + \text{residuo},$$

calculado sobre las frecuencias fundamentales  $\{\lambda_s = 1, \dots, m < n\}$ . A continuación se define:

$$w_x(\lambda_s) = \frac{1}{\sqrt{2\pi n}} \sum_{t=1}^n Y_t e^{it\lambda_s}, \quad (7)$$

como la transformación de Fourier discreta (DFT) de la serie de tiempo  $Y_t$ ,  $I_Y(\lambda_s) = w_x(\lambda_s)w_x(\lambda_s)$  como el periodograma y  $x_s = \log |1 - e^{i\lambda_s}|$ . El resultado de la estimación mínimo cuadrática es:

$$\hat{d} = \frac{\sum_{s=1}^m x_s \log I_x(\lambda_s)}{2 \sum_{s=1}^m x_s^2} \quad (8)$$

La estimación del modelo ARFIMA se realiza utilizando el paquete ARFIMA 1.01 para Ox, desarrollado por Doornik y Ooms (2001), y los resultados de la estimación de  $d$  para la serie depurada del desempleo chileno mediante GPH se presentan en la tabla 10. Se consideran distintos valores de dominio para verificar la robustez del estimador.

Tabla 10

Dom	Ords	Est $d$	StdErr	t(H0:d=0)	P> t	Asy.StdErr	z(H0:d=0)	P> z
0.4	6	0.65	0.270	2.414	0.095	0.506	1.287	0.198
0.5	9	0.56	0.135	4.181	0.006	0.347	1.630	0.103
0.6	14	0.65	0.097	6.744	0.000	0.245	2.665	0.008
0.7	22	0.65	0.113	5.808	0.000	0.182	3.620	0.000

De los resultados es posible concluir que la serie depurada del desempleo chileno presenta baja persistencia con un  $d$  estimado en torno al 0.6 ( $d \in [0.56, 0.65]$ ). Las estimaciones son robustas a los distintos valores de dominio.

Una alternativa al procedimiento anterior es propuesta por Robinson (1995), quien calcula un estimador semiparamétrico multivariado de parámetros de larga memoria (integración fraccional),  $d(g)$ , de un set de  $G$  series de tiempo,  $y(g)$ ,  $g = 1, G$  con  $G \geq 1$ . Cuando esto se aplica para un set de series de tiempo, el parámetro  $d(g)$  para cada serie es estimado desde una simple regresión del logaritmo de un periodograma que permite que el intercepto y pendiente difieran para cada serie. Una de las innovaciones del estimador de Robinson es que no restringe el uso de pequeñas cantidades de ordenadas en el periodograma empírico de la serie, esto es, los valores razonables del dominio no necesitan excluir grandes cantidades del tamaño muestral original. El estimador también permite remover uno o más ordenadas iniciales y promediar el periodograma sobre frecuencias adyacentes.

Robinson (1995) propone un estimador alternativo a la regresión del logaritmo del periodograma, la cual, según el autor, provee “modestamente superior eficiencia asintótica para  $d(0)$ ” (siendo  $d(0)$  el estimador Geweke y Porter-Hudak). La formulación de Robinson para la regresión del logaritmo del periodograma también permite la enunciación de un modelo multivariado, entregando justificación para tests donde diferentes series de tiempo presentan parámetros diferenciadores comunes. La normalidad de la serie de tiempo es asumida, pero Robinson afirma que otras condiciones subyacentes a su derivación son más moderadas que aquellas conjeturadas por GPH.

En la formulación multivariada de Robinson, que también puede aplicarse a una serie de tiempo singular,  $Y_t$  representa un vector  $G$ -dimensional con  $g$ -ésimo elemento  $Y_{gt}$ ,  $g = 1, \dots, G$ . Se asume que  $Y_t$  tiene una matriz de densidad espectral  $\int_{-\pi}^{\pi} e^{it\lambda} f(\lambda) d\lambda$  con el elemento  $(g, h)$  denotado como  $f_{gh}(\lambda)$ . El  $g$ -ésimo elemento de la diagonal  $f_{gg}(\lambda)$  es el dominio de la densidad espectral de  $Y_{gt}$ . Para  $0 < C_g < \infty$  y  $-\frac{1}{2} < d_g < \frac{1}{2}$ , asume que  $f_{gg}(\lambda) \sim C_g \lambda^{-2d_g}$  en la medida que  $\lambda \rightarrow 0+$  para  $g = 1, \dots, G$ . El periodograma de  $Y_{gt}$  es:

$$I_g(\lambda) = (2\pi n)^{-1} \left| \sum_{t=1}^n Y_{gt} e^{it\lambda} \right|^2, g = 1, \dots, G \quad (9)$$

Sin promediar las frecuencias adyacentes del periodograma y sin omitir ninguna de las  $I$  frecuencias iniciales en la regresión, se define  $X_{gk} = \log I_g(\lambda_k)$ . La estimación de mínimos

cuadrados de  $c = (c_1, \dots, c_G)'$  y  $d = (d_1, \dots, d_G)'$  están dadas por:

$$\begin{bmatrix} \tilde{c} \\ \tilde{d} \end{bmatrix} = \text{vec}\{X'Z(Z'Z)^{-1}\} \quad (10)$$

donde  $Z = (Z_1, \dots, Z_m)'$ ,  $Z_k = (1, -2 \log \lambda_k)'$ ,  $X = (X_1, \dots, X_G)$  y  $X_g = (X_{g,1}, \dots, X_{g,m})'$  para las  $m$  ordenadas del periodograma. Errores estándar para  $d_g$  y para un test de restricción cuando dos o más  $d_g$  son iguales pueden ser derivados a partir de la matriz de covarianzas estimada de los coeficientes mínimos cuadrados. Los errores estándar para los parámetros estimados son derivados de una combinación estimada de la varianza en el caso multivariado, tal que su intervalo estimado difiera de aquellos de la contraparte univariada. Modificaciones para esta derivación cuando existen las opciones de frecuencia promediada (j) o de omitir frecuencias iniciales (l) pueden ser encontradas en Robinson (1995).

Los resultados de la estimación de  $d$ , mediante el uso del estimador de Robinson, para la serie depurada del desempleo chileno se presentan en la Tabla 11. Al igual que en la estimación anterior se consideran distintos valores de dominio para verificar la robustez del estimador.

Tabla 11

Dom	Ords	Est $d$	StdErr	t(H0:d=0)	P> t
0.4	5	0.65	0.268	2.419	0.052
0.5	9	0.54	0.114	4.756	0.01
0.6	13	0.64	0.094	6.818	0.00
0.7	21	0.63	0.109	5.814	0.00

Los resultados obtenidos son muy parecidos a los encontrados mediante GPH, por lo tanto, la conclusión respecto de la existencia de un leve grado de persistencia en la serie depurada del desempleo chileno permanece inalterada.

## 6 Conclusiones (Preliminares)

El propósito de este artículo es examinar empíricamente el alto grado de persistencia observado en la tasa de desempleo en Chile, después del impacto de la crisis asiática en 1998. El objetivo es determinar empíricamente si la tasa de desempleo muestra histéresis o un alto grado de persistencia. A diferencia de artículos anteriores, el enfoque utilizado incorpora explícitamente al análisis el efecto de los dramáticos cambios experimentados por la tasa media de desempleo en las últimas décadas, como consecuencia de shocks de distinta magnitud.

La metodología considerada para ello es una variante de los modelos markovianos de cambio de régimen propuesto por Hamilton (1989), complementada con un procedimiento

estadístico para la determinación del número de estados o regímenes que gobiernan el proceso generador de datos para la serie de desempleo. La aplicación de este método permite obtener una serie de tiempo depurada de la influencia de los distintos shocks (grandes y pequeños), sobre la cual si es posible analizar su persistencia.

Los resultados (preliminares) obtenidos indican que, después de descontar la influencia de estos shocks, la tasa de desempleo en Chile se caracterizaría por una baja persistencia y con reversión a la media, aunque no necesariamente estacionaria en covarianza.

## References

- Akram, Qaisar Farooq (1998). "Multiple Unemployment Equilibria. Do Transitory Shocks Have Permanent Effects?" *Working Paper*, Research Department, Central Bank of Norway.
- Aranda, Rodrigo F. (2002). "Testing the Number of Regime Shifts in a Density Function. Theoretical Issues and Empirical Implementation." *Working Paper*, Department of Economics, University of Santiago (December).
- Arrufat, J. L.; A. M. Díaz Cafferata; A. J. Figueras, y G. E. Utrera (1999). "Hysteresis and Structural Breaks in Regional Unemployment. Argentina 1980-1998." *Documento de Trabajo*, Instituto de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba.
- Bellani, Dolli; Pablo García, y Ernesto Pastén (2002). "Curva de Beveridge, Vacantes y Desempleo: Chile 1986-2002.II" *Working Paper*, Banco Central de Chile.
- Bergoing, Raphael y Felipe Morandé (2002). "Crecimiento, Empleo e Impuestos al Trabajo: Chile 1998-2001." *Working Paper* No. 164, Departamento de Economía, Universidad de Chile (Mayo).
- Bergström, Pål (1999). "Bootstrap Methods and Applications in Econometrics - a Brief Survey." *Working Paper*, Department of Economics, Uppsala University (January).
- Bilmes, Jeff A. (1998). "A Gentle Tutorial of the EM Algorithm and Its Applications to Parameter Estimation for Gaussian Mixture and Hidden Markov Models." *Working Paper*, International Computer Science Institute (April).
- Blanchard, Olivier and Larry H. Summers (1986). "Histéresis and the European Unemployment Problem." En Stanley Fischer (ed.), *NBER Macroeconomic Annual*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Calmfors, Lars and Bertil Holmlund (2000). "Unemployment and Economic Growth. A Partial Survey." *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 7, pp. 107-153.
- Chumacero, Rómulo (1999). "Qué Debemos Pedirle a un Candidato? Un Aporte a la Discusión en Torno a la Tasa de Desempleo." *Working Paper*, Departamento de Economía Universidad de Chile (Septiembre).

- Chumacero, Rómulo y Jorge Quiróz (1996a). “La Tasa Natural de Crecimiento de la Economía Chilena: 1985-1996.” *Working Paper*, Departamento de Economía Universidad de Chile (Octubre).
- Chumacero, Rómulo y Jorge Quiróz (1996b). “Cycles and Growth in the Chilean Economy: 1985-1996.” *Working Paper*, Departamento de Economía Universidad de Chile (Noviembre).
- Davidson, James (2000). *Econometric Theory*. Oxford, UK: Blackwell Publishers Ltd.
- Davidson, Russell and James G. MacKinnon (1997). “Bootstrap Tests: How Many Bootstraps?.” *Working Paper IER#951*, Institute for Economic Research, Queen’s University (September).
- Davidson, Russell and James G. MacKinnon (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. New York: Oxford University Press.
- Doornik, Jurgen A. and Marius Ooms (2001). “A Package for Estimating, Forecasting and Simulating Arfima Models: Arfima Package 1.01 for Ox.” Working Paper, Nuffield College, Oxford University.
- Engle, Charles M. (1994). “Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rates?.” *Journal of International Economics* 36, pp. 151-165.
- Engle, Charles M. and James D. Hamilton (1990). “Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?.” *American Economic Review* 80, pp. 689-713.
- Gil-Alana, Luis A. (1999). “Estimation of Fractional ARIMA Models of the UK Unemployment.” *Discussion Paper* No. 05-99, Centre for Economic Forecasting, London Business School.
- Hamilton, James D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hamilton, James D. (1989). “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle.” *Econometrica*, Vol. 57, pp. 357-84.
- Hobijn, Bart; Phillip Hans Franses, and Marius Ooms (1998). “Generalizations of the KPSS-test for Stationarity.” *Econometric Institute Report* No. 9802/A, Erasmus University, Rotterdam.
- Izenman, Alan J. and Charles J. Sommer (1988). “Philatelic Mixtures and Multimodal Densities.” *Journal of the American Statistical Association*, Volume 83, Issue 404 (December), pp. 941-953.
- Johnson, Christian A. (2001). “Un Modelo de Switching para el Crecimiento en Chile.” *Cuadernos de Economía*, Año 38, No. 115, pp. 291-319.

- Karamé, Frédéric (1999). "Unemployment Persistence: The Hysteresis Assumption Revisited. A Nonlinear Unobserved Component Approach." *Working Paper*, EUREQua-Université Paris 1.
- Kónya, László (2000). "Two Structural Breaks and the Unit Root Hypothesis: New Evidence About Unemployment in Australia." *Working Paper* No. 3/00, Department of Applied Economics, Victoria University of Technology (February).
- Leon-Ledesma, Miguel and Peter McAdam (2003). "Unemployment, Hysteresis and Transition." *Working Paper* No. 234, European Central Bank.
- Lildholdt, Peter (2000). "Long Memory and ARFIMA Modelling." *Working Paper*, Department of Economics. University of Aarhus (June).
- Lindblad, Hans (1997). "Persistence in Swedish Unemployment Rates." *Working Paper* 01-21, Department of Economics, University of Stockholm.
- Lye, J. N.; I. M. McDonald, and H. Sibly (2000). "Estimates of the Range of Equilibria for Australia." Mimeo, University of Melbourne.
- MacKinnon, James G. (1999). "Bootstrap Testing in Econometrics." Paper presented at the CEA Annual Meeting (May 29).
- Maddala, G. S. and In-Moon Kim (1998). "Unit Roots, Cointegration, and Structural Change." Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Minford, Patrick and Ruthirn Naraidoo (2002). "Vicious and Virtuous Circles. The Political Economy of Unemployment." *Working Paper*, Cardiff Business School, Cardiff University.
- Mitchell, William F. (2001). "Measuring Persistence in Unemployment Rates." *Working Paper* No. 01-04, Centre of Full Employment and Equity (CoffEE), The University of Newcastle, Australia.
- Mitchell, William F. (2002). "Non-linearity in Unemployment and Demand-Side Policy for Australia, Japan and the USA." *Working Paper* No. 02-02, Centre of Full Employment and Equity (CoffEE), The University of Newcastle, Australia.
- Mitchell, William F. and Joan Muysken (2002). "Why Aggregate Demand Matters for Understanding Unemployment?" *Working Paper* No. 02-01, Centre of Full Employment and Equity (CoffEE), The University of Newcastle, Australia.
- Otranto, Edoardo and Giampiero M. Gallo (2001). "A Nonparametric Bayesian Approach to Detect the Number of Regimes in Markov Switching Models." *Working Paper* 2001/04, Dipartimento di Statistica Giuseppe Parenti, Università degli Studi di Firenze (October).
- Robinson, P. (19956). "Log-periodogram Regression of Time Series with Long Range Dependence." *The Annals of Statistics*, Vol. 23, No. 3, pp. 254-62.

Røed, Knut (1998). *The Rising Equilibrium Rate of Unemployment. Essays about the Inexorable Rise in European Unemployment and its Most Promising Explanations*. PhD Dissertation, NR. 44, Department of Economics, University of Oslo.

Silverman, B. W. (1981). "Using Kernel Density Estimates to Investigate Multimodality." *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Volume 43, Issue 1, pp. 97-99.

Silverman, B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London, UK: Chapman & Hall.

Sogner, Leopold (2001). "Okun's Law. Does the Austrian Unemployment-GDP Relationship Exhibit Structural Breaks?" *Empirical Economics*, Volume 26, No. 3, 553-564.

van Dijk, Dick; Philip Hans Franses, and Richard Paap (2000). "A Nonlinear Long Memory Model for US Unemployment." *Research Report EI2000-30/A*, Econometric Institute, Erasmus University Rotterdam (September).



## Anexos

### A Test de Multimodalidad<sup>9</sup>

El procedimiento de testeo de multimodalidad se basa en Silverman (1981), y consiste en una estimación Kernel de la función de densidad de la tasa de desempleo y en la aplicación de la técnica de Bootstrapping, para determinar el número de estados que describen el proceso generador de datos de desempleo.

Supongamos que se desea testear la nula que una cierta función de densidad  $f$  tiene  $m$  modas (es decir,  $m$  regímenes), contra la alternativa que  $f$  tiene más de  $m$  modas, para  $m = 1, 2, \dots$ . El número de modas en la función de densidad se define como:

$$M(f) = \#\{y \in \mathfrak{R}^+ : f'(y) = 0 \text{ y } f''(y) < 0\}.$$

La hipótesis nula es  $H_0 : M(f) \leq m$ , mientras que la alternativa es  $H_1 : M(f) > m$ . Como la verdadera función de densidad de la variable bajo análisis es desconocida, se utiliza una estimación Kernel de la misma. Sea  $\hat{f}$  el estimador Kernel de  $f$ , con un ancho de banda  $h$ . Entonces, el estadístico a utilizar en el testeo es  $M(\hat{f})$ . Sea, además,  $\hat{h}_{c,m}$  el  $m$  -ésimo ancho de banda crítico dado por:

$$\hat{h}_{c,m} = \inf\{h : M(\hat{f}_h) \leq m\}.$$

Es decir, para cualquier densidad estimada  $\hat{f}_h$ ,  $\hat{h}_{c,m}$  es el menor ancho de banda para el cual  $\hat{f}_h$  tiene a lo más  $m$  modas, y donde  $\hat{f}_{\hat{h}_{c,m}}$  se conoce como la  $m$  -ésima densidad crítica.

Clave en el procedimiento es el  $\hat{h}_{c,m}$ , en el sentido que la utilización de un ancho de banda demasiado grande puede conducir a un exceso de suavizamiento en la función de densidad estimada, y por lo tanto a una reducción inadecuada del número de modas. Así, si la densidad subyacente  $f$  tiene  $m$  modas, para poder eliminar una o más modas en  $\hat{f}$ ,  $h$  debe ser mayor que el  $\hat{h}_{c,m}$ ; cuando  $h = \hat{h}_{c,m}$ , la función de densidad estimada tendrá  $m$  modas y una protuberancia<sup>10</sup>; si  $h$  se reduce aún más, aparecerá en la densidad estimada una moda adicional en lugar de la protuberancia. La hipótesis nula será rechazada para grandes valores de  $\hat{h}_{c,m}$ .

El teorema 1 en Silverman (1981)<sup>11</sup> permite basar el test de multimodalidad en el  $\hat{h}_{c,m}$  en vez de  $M(\hat{f}_h)$ , y en este caso la nula es  $H_0 : h > \hat{h}_{c,m}$ . En consecuencia, si para eliminar la  $m$  -ésima moda en la función de densidad estimada es necesario utilizar un alto valor para  $h$  en la estimación, entonces no será posible rechazar la nula de que existen al menos  $m$

<sup>9</sup>Este anexo se basa en Aranda (2002).

<sup>10</sup>Definida esta como un punto  $y$  para el cual  $f'(y) = 0$ ;  $f''(y) = 0$  y  $f'''(y) \neq 0$ .

<sup>11</sup>El teorema señala que, dada una muestra fija  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  y  $\hat{f}_h$  la densidad Kernel estimada para  $f$  con un ancho de banda  $h$ , entonces  $M(\hat{f}_h)$  es una función continua de  $h$  por la derecha y no creciente, por lo que  $M(\hat{f}_h) \leq m$  sí y sólo sí  $h < \hat{h}_{c,m}$ .

modas en la densidad  $f$ . La significancia del test estadístico  $\hat{h}_{c,m}$  se examina utilizando el procedimiento de bootstrapping siguiente (Bergström; 1999; Davidson y MacKinnon, 1997; MacKinnon, 1999):

- (i) Dados los datos originales  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ , se obtienen  $B$  muestras independientes con reemplazo  $\{x_1^i, x_2^i, \dots, x_n^i\}_{i=1}^B$  (bootstrapped samples) a partir de la distribución empírica  $\hat{F}_h$ , cada una de tamaño  $n$ .
- (ii) Suavizar las  $B$  muestras aleatorias obtenidas mediante la transformación

$$y_j^i = \bar{x}^i + (x_j^i - \bar{x}^i + \hat{h}_{c,m}\varepsilon_j) \left(1 + \frac{\hat{h}_{c,m}}{\hat{\sigma}^2}\right)^{-\frac{1}{2}},$$

donde  $j = 1, 2, \dots, n$  observaciones;  $\varepsilon_j \stackrel{iid}{\sim} N(0, 1)$ , y  $\hat{\sigma}^2$  es la varianza muestral de los datos originales. El factor de escala  $\left(1 + \frac{\hat{h}_{c,m}}{\hat{\sigma}^2}\right)^{-\frac{1}{2}}$  garantiza que la varianza de las muestras obtenidas del bootstrap tienen la misma varianza que los datos originales.

- (iii) Para  $i = 1, \dots, B$ , utilizar la estimación Kernel para obtener densidades estimadas  $\hat{f}_{\hat{h}_{c,m}}^i$ , basadas en el ancho de banda crítico calculado a partir de los datos originales, y calcular para cada una de ellas el correspondiente número de modas  $M(\hat{f}_{\hat{h}_{c,m}}^i)$  y el  $m$ -ésimo ancho de banda crítico  $h_c^i$ .
- (iv) Estimar el nivel de significancia del test, o  $p$ -values, calculado como

$$p\text{-value}_m = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B \left\{ M(\hat{f}) > m \right\}.$$

- (v) No rechazar la nula de  $m$  modas en la densidad subyacente si el  $p$ -value $_m$  es lo suficientemente grande. Para determinar el valor crítico del  $p$ -value se sigue a de Izenman y Sommer (1988), quienes recomiendan utilizar como regla de decisión un  $p$ -value de 0,4.

El procedimiento anterior tiene la importante limitación de que, para determinar el número de modas, es necesario efectivamente contar, inspeccionando gráficamente, el número de modas en la estimación Kernel para cada muestra del bootstrap, lo que es altamente intensiva en tiempo si el  $B$  es muy grande (sobre 30). Para evitar esta inconveniencia, en Aranda (2002) se propone utilizar la siguiente extensión al procedimiento anterior:

- (a) Para cada densidad estimada, aplicar la siguiente transformación:

$$f^* = \left\{ \hat{f}_2 - \hat{f}_1, \hat{f}_3 - \hat{f}_2, \dots, \hat{f}_n - \hat{f}_{n-1} \right\}.$$

- (b) A continuación, contar el número de veces que existe un cambio de signo, lo cual es fácilmente implementable en cualquier software de programación (Gauss, Ox, Matlab, etc.).
- (c) Finalmente, contar el número de veces en que existe más cambios de signo de lo esperado. Por ejemplo, si la nula es que la verdadera densidad tiene al menos una moda, contra la alternativa de más de una moda, entonces para no rechazar la nula es necesario que una pequeña fracción de las  $B$  muestras aleatorias presente más de una moda; es decir, se esperaría sólo un cambio de signo en la mayoría de las  $B$  muestras.

## B Estimación Modelo de Cambio de Régimen

Los modelos de cambio de régimen suponen la existencia de una variable no observada que representa al estado o régimen que gobierna a una determinada serie en cada momento del tiempo. En otras palabras, una serie puede ser representada como un conjunto de procesos estacionarios caracterizados por distintas funciones de distribución, cuyos dos primeros momentos determinan el comportamiento de esta. La combinación de tales funciones corresponde a lo que se conoce como un mixture de distribuciones, por lo tanto, los modelos de cambio de régimen pueden ser vistos como un problema de inferencia acerca de la densidad que subyace a la muestra. En este contexto, el modelo asume que la densidad desconocida puede ser representada como una suma ponderada de kernels Gaussianos. El objetivo es estimar dichos ponderadores y los parámetros que caracterizan a cada una de las distribuciones. Si se supone que la variable observada corresponde a realizaciones independientes de la densidad que no se conoce, entonces la estimación del vector de parámetros se puede realizar mediante máxima verosimilitud. Para ello, uno de los métodos más utilizados es el algoritmo Expected Maximization (EM), el que, a través de un proceso iterativo, arroja como resultado los parámetros correspondientes al mixture.

A continuación, se detalla lo que es un mixture de distribuciones y cómo este puede ser estimado mediante el algoritmo EM.

### B.1 Mixture de Distribuciones

Una variable aleatoria  $x$  corresponde a realizaciones de un mixture finito de distribuciones cuando su función de densidad  $p(x)$  puede ser representada mediante una suma ponderada de densidades conocidas o kernels. De esta manera, cuando el kernel es una función de densidad Gaussiana, se dirá que la densidad que subyace a  $x$  corresponde a un Mixture Gaussiano. Para el caso univariado y para un número  $K$  conocido de kernels, el mixture puede escribirse como:

$$p(x) = \sum_{j=1}^K \pi_j \cdot p(x|j)$$

donde  $p(x|j)$  se obtiene de la distribución univariada,  $N(u_j, \sigma_j)$ :

$$p(x|j) = \frac{1}{\sigma_j \sqrt{2\pi}} \exp \left[ \frac{-(x - u_j)^2}{2\sigma_j^2} \right]$$

Para que  $p(x)$  sea una función de densidad, los ponderadores  $\pi_j$  deben cumplir con la siguiente restricción:

$$\sum_{j=1}^K \pi_j = 1, \quad \pi_j > 0$$

El problema que se presenta antes de estimar los parámetros que describen el mixture es la determinación del número de kernels  $K$ . Una vez determinado  $K$  se debe hallar el vector solución  $\hat{\theta}$ , el que contendrá  $3K$  parámetros:

$$\theta^* = (\pi_1^*, u_1^*, \sigma_1^*, \dots, \pi_K^*, u_K^*, \sigma_K^*)$$

Si  $x$  es una variable aleatoria que se distribuye de manera idéntica e independientemente a partir de cierta densidad, entonces  $\hat{\theta}$  se puede hallar maximizando la función de verosimilitud<sup>12</sup>:

$$\theta^* = \arg \max L(\theta), \quad L(\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i)$$

## B.2 Algoritmo Expected Maximization (EM)

El algoritmo EM es una herramienta estadística utilizada para hallar soluciones de máximo verosimilitud en problemas que poseen variables observadas y no observadas. En este caso, las variables no observadas  $Y$  son los kernels a partir de los cuales se genera la variable observada  $X$ , la muestra.

En algoritmo se basa en el cálculo de:

$$Q(\theta|\theta^{(t)}) = E_Y \left[ \log p(X, Y|\theta) | X, \theta^{(t)} \right]$$

cantidad que se obtiene promediando el logaritmo de la densidad conjunta de  $X$  e  $Y$ , condicionado a  $\theta$ , sobre las variables no observadas  $Y$ , dadas las observaciones  $X$  y la actual estimación del vector  $\theta^{(t)}$  (Etapa E). La siguiente estimación del vector de parámetros  $\theta^{(t+1)}$  se obtiene al maximizar el valor de  $Q$ , que es una función de  $\theta$  (Etapa M). Se puede mostrar que, al alternar estas dos etapas, el algoritmo EM incrementa monotónicamente la función

<sup>12</sup>Nótese que se ha hecho uso del teorema de Bayes.

de verosimilitud de las observaciones  $X$ , por lo tanto, es posible encontrar el óptimo  $\theta^*$  utilizando algún criterio de detención<sup>13</sup>.

$\theta^*$  se obtiene iterando sobre:

$$\begin{aligned}\pi_j^{(t+1)} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P(j|x_i) \\ u_j^{(t+1)} &= \frac{\sum_{i=1}^n P(j|x_i) \cdot x_i}{\sum_{i=1}^n P(j|x_i)} \\ \sigma_j^{(t+1)} &= \frac{\sum_{i=1}^n P(j|x_i) \cdot (x_i - u_j^{(t+1)})^2}{\sum_{i=1}^n P(j|x_i)}\end{aligned}$$

donde

$$P(j|x_i) = \frac{\pi_j^{(t)} \cdot p(x_i|j; u_j^{(t)}, \sigma_j^{(t)})}{\sum_{k=1}^K \pi_k^{(t)} \cdot p(x_i|k; u_k^{(t)}, \sigma_k^{(t)})}$$

Si se filtran las probabilidades condicionales  $P(j|x_i)$  a través de una función tipo umbral, es posible obtener una estimación discretizada de la serie. En otros términos, el valor estimado en el tiempo  $t$  corresponderá a la media de la distribución más probable a partir de la cual se generó la observación. La función umbral puede ser definida de la siguiente manera:

$$P_u(j|x_i) = \left\{ \begin{array}{l} 0, \text{ si } P(j|x_i) < 0.5 \\ 1, \text{ si } P(j|x_i) \geq 0.5 \end{array} \right\}$$

Utilizar este filtro es ventajoso debido a que permite conocer con exactitud el momento en el cual se produce un cambio de régimen, lo que puede ser muy útil en algunas aplicaciones.

<sup>13</sup>Por ejemplo, iterar mientras el valor del logaritmo de la función de verosimilitud entre la última iteración y la anterior sea mayor a 0.0001.

Figuras del Texto

Figura 1

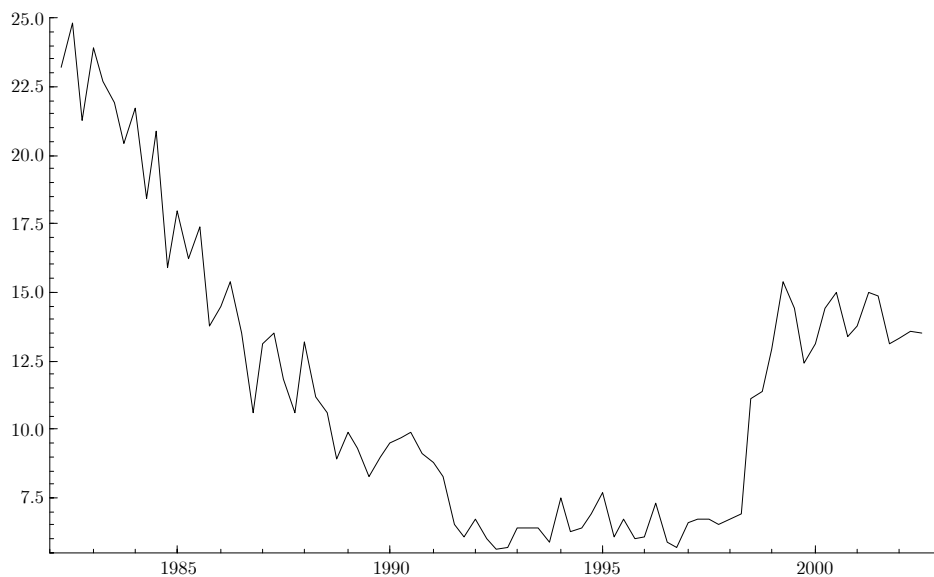


Figura 2

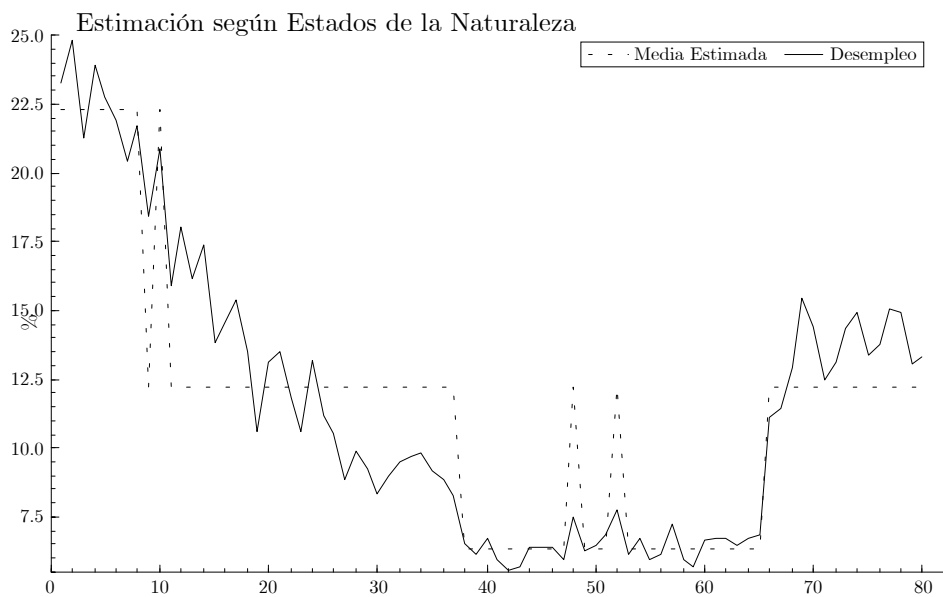


Figura 3

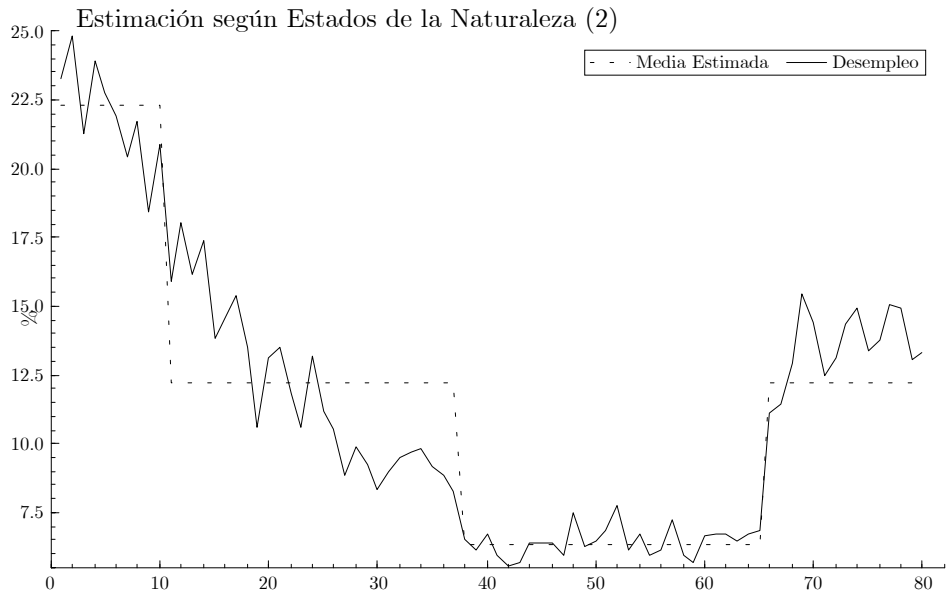
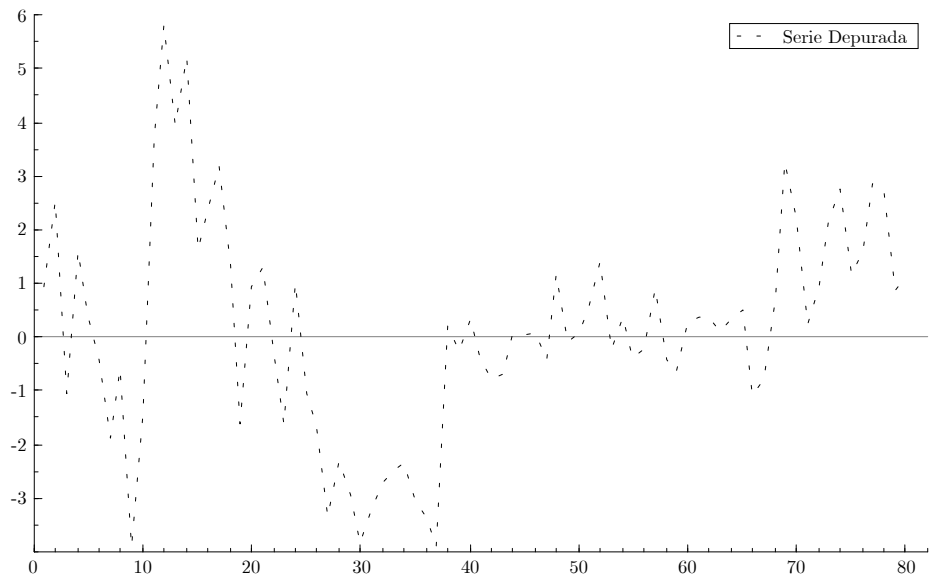


Figura 4



**PUBLICACIONES**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA**

Editor: Rodrigo F. Aranda

A. DOCUMENTOS DE INVESTIGACIÓN (DI)

- Nº 1. "Indexación Salarial en un Modelo Macro con Contratos Traslapados", Felipe G. Morandé. Septiembre, 1984.
- Nº 2. "Volatilidad Cambiaria y Contratos Laborales Traslapados", Felipe G. Morandé. Septiembre, 1984. Publicado en Revista Contribuciones N° 79, octubre 1987.
- Nº 3. "Términos de Intercambio, Tasas de Interés y la Cuenta Corriente Bajo Incertidumbre", Klaus Schmidt-Hebbel. Junio, 1985. Publicado en Revista de Análisis Económico, vol. 2, N° 1, junio 1987.
- Nº 4. "Relaciones de Delegación y Comportamiento de los Conglomerados Económicos", Jorge Marshall R. Diciembre, 1985. Publicado en Revista Contribuciones N° 79, octubre 1987.
- Nº 5. "Creación de Renta y Empleo, Microempresa y Algunas Experiencias en el Sector Informal", Luis A. Fuenzalida. Diciembre, 1985.
- Nº 6. "Algunas Reflexiones Metodológicas en Torno al Estado Actual de la Macroeconomía", Felipe G. Morandé. Diciembre 1985. Publicado en Revista de Análisis Económico, vol. 1, N° 1, noviembre 1986.
- Nº 7. "Aspectos Económicos en la Protección del Patrimonio Arqueológico", Klaus Schmidt-Hebbel. Diciembre, 1985. Publicado en Revista Contribuciones N° 79, octubre 1987.
- Nº 8. "Efectos de la Política Arancelaria en el Corto Plazo", Joaquín Vial R-T. Julio, 1986.
- Nº 9. "Domestic Currency Appreciation and Foreign Capital Inflows: What Comes First? (Chile, 1977-82)", Felipe G. Morandé. Julio, 1986.
- Nº 10. "El Alivio del Peso de la Deuda: Experiencia Histórica y Necesidad Presente", Carlos Massad Abud. Agosto, 1986. Publicado en Revista Contribuciones N° 79, octubre 1987.
- Nº 11. "Trimestralización de Variables Nominales y Reales de las Cuentas Nacionales de Chile: 1974-1982", Claudia Sepúlveda y Klaus Schmidt-Hebbel. Agosto, 1986.
- Nº 12. "Desestacionalización de Series de Tiempo. El Método Espectral", Valentín Carril. Agosto, 1986.
- Nº 13. "Technical Innovation in Heterogeneous Economies", Jorge Marshall R. Agosto, 1986.
- Nº 14. "Modelos y Políticas de Crecimiento", Jorge Marshall R. Agosto, 1986.
- Nº 15. "Consensos y Disensos entre Economistas", Felipe G. Morandé. Noviembre, 1986.
- Nº 16. "Estabilidad en las Relaciones Econométricas", Joaquín Vial Ruiz-Tagle. Diciembre, 1986. Publicado en Revista de Análisis Económico, vol. 2, N° 1, junio.
- Nº 17. "A Short-Run Macro Model for a Small Open Economy with an Application to Chile", Klaus Schmidt-Hebbel. Mayo, 1987.



- Nº 18. “Estimación de Sistemas de Demanda por Importaciones para Países Seleccionados de América Latina”, Iván Leng R. Julio, 1987. Publicado en Revista Contribuciones Nº 79, octubre 1987.
- S/N “Calibración de un Modelo de Equilibrio General Computable para la Economía Chilena y Estructura de Simulación”, Klaus Schmidt-Hebbel y Yerka Iluic. Publicado en Estudios de Economía, vol. 15, Nº 2, agosto 1988.
- Nº 19. “Un Modelo de Decisiones Públicas en las Exportaciones de Cobre”, Mario Gaymer Cortés. Julio, 1989.
- Nº 20. “Ventajas Comparativas y Contenido de Factores en las Exportaciones Chilenas: 1967-1979”, Yerka Iluic. Enero, 1990.
- Nº 21. “Uso de Factores, Sustitución y Progreso Técnico en la Producción de Bienes Industriales Exportables”, Yerka Iluic. Octubre, 1990.
- Nº 22. “Un Modelo de Vectores Autoregresivos para el Mercado Financiero Chileno”, Christian Johnson. Diciembre, 1991.
- Nº 23. “Economías de Escala y de Ámbito en el Sector Bancario Chileno”, Solange Berstein Jauregui. Septiembre, 1994.
- Nº 24. “Current Account in Chile. Is There a Problem?”, Rodrigo F. Aranda. Agosto, 1998
- Nº 25. “Indexation, the Costs of Inflation, and the Inflation Stabilization Policy”, Rodrigo F. Aranda. Enero, 1999.
- Nº 26. “Política Fiscal y Metas de Inflación. El Rol de las Preferencias del Banco Central”, Rodrigo F. Aranda. Enero, 1999.
- Nº 27. “Riesgo de Desastres Naturales, Análisis Económico y Evaluación de Inversiones del Estado. Una Revisión Preliminar y una Propuesta”, Víctor Salas Opazo. Agosto, 1999.
- Nº 28. “Teoría Económica y Modernidad: Contrapunto entre Crítica Cultural y Racionalidad Económica,” Fernando Fuentes H. Febrero, 2000
- Nº 29. “Comercio Exterior e Inserción Económica Internacional de Chile. 1980 – 1998.” Víctor Salas Opazo y María José Acosta. Agosto, 2000.
- Nº 30. “The Cost of Providing a Guaranteed Rate of Return for Retirement Funds By Private Pension Intermediaries.”
- Nº 31. “Investigación en la FAE. Una Propuesta.” Rodrigo F. Aranda. Octubre, 2000.
- Nº 32. “An Econometric Estimation of Stochastic Processes for Some Natural Resources and a Study Case in Real Option Valuation.” Rafael Romero M. Mayo, 2001.
- Nº 33. “Presupuesto Fiscal y Calidad de Vida. Desafíos del Chile del 2000.” Rodrigo F. Aranda y Fernando Fuentes H. Mayo, 2001. Publicado en G. Pattillo (ed.), *Gasto y Transparencia Fiscal: Argentina, Chile y Perú*. Departamento de Economía, Universidad de Santiago de Chile-Fundación Ford.

- Nº 34. “Finanzas Conductuales. ¿Un Aporte a la Teoría Financiera?”. Rodrigo F. Aranda y Rafael Romero M. Diciembre, 2001.
- Nº 35. “Distribución de la Volatilidad de los Retornos Accionarios en Chile. Una Aplicación de Métodos No Paramétricos.” Rodrigo F. Aranda, Christian Hurtado N., Rafael Romero M. Diciembre, 2001.
- Nº 36. “¿Qué es la Utilidad? Reflexiones Acerca de la Escuela Utilitarista.” Iván Yañez P. Mayo, 2002
- Nº 37. “Eficiencia en el Mercado de las AFP.” Pablo García. Septiembre, 2002
- Nº 38. “Macromechanics of Profits and Income Distribution.” Jorge Friedman F., Octubre 2002.
- Nº 39. “Choice of Product Quality in the Presence of Multinational.” Jaime Campos, Octubre 2002.
- Nº 40. “¿Por Qué es Necesaria la Participación del Estado en la Educación Superior? El Caso del Financiamiento Estudiantil”. Víctor Salas O. y Rodrigo F. Aranda. Noviembre, 2002. Publicado en *Estudios Sociales* Nº 110/Semestre 2, pp. 11-36.
- Nº 41. “Competitividad del Sector Bancario Chileno.” David Cooper, Diciembre 2002.
- Nº 42. “Testing the Number of Regime Shifts in a Density Function. Theoretical Issues and Empirical Implementation.” Rodrigo F. Aranda, Diciembre 2002.
- Nº 43. “Dinámica del Desempleo en Chile. Shocks, Transición y Persistencia.” Rodrigo F. Aranda, julio 2003.