

PROYECCIÓN DE LA INFLACIÓN EN CHILE*

Francisco Nadal De Simone **

Uncertainty over model selection:...
My approach to this problem while on the
Federal Reserve Board was relatively simple:
Use a wide variety of models and don't ever
trust any of them too much.

Alan S. Blinder (1999)

I. INTRODUCCIÓN

Los bancos centrales emplean, en general, una amplia gama de modelos económicos para proyectar la inflación y para analizar los efectos de la política monetaria. Estos modelos pueden ser más o menos agregados, dependiendo de los objetivos con ellos perseguidos. A veces poseen un enfoque de equilibrio parcial y otras, comprenden un conjunto de relaciones económicas de equilibrio y de comportamiento general. Sus parámetros pueden ser estimados, o calibrados, o ser el resultado de una combinación de ambos.

El objetivo del presente estudio es añadir al conjunto de modelos de proyección de la inflación del Banco Central de Chile, el marco que ofrecen los modelos de estado-espacio, y explorar si los datos del período 1990-1999 justifican el uso de modelos con cambio de régimen. El marco de los modelos de estado-espacio resulta útil no sólo porque crea su propia proyección de inflación, sino también porque ofrece un potente método de estimación de variables económicas importantes no observadas, que podrían utilizarse en los modelos que hoy ya emplea el Banco Central. El objetivo de este documento no es competir con los modelos de previsión de inflación del Banco. Por esta razón, sólo se comparan brevemente las proyecciones de inflación fuera de la muestra obtenidas mediante modelos de estado-espacio con las generadas mediante un método univariado de

series de tiempo a la Box-Jenkins. Por otro lado, Granger (2000) postula que siempre que existan especificaciones similares de un modelo —como es el caso de algunos de los modelos utilizados en este estudio— es óptimo observar las relaciones que sus resultados mantienen con el objetivo de los modelos, por ejemplo, las proyecciones que generan, y combinar sus valores.

Los modelos de estado-espacio son particularmente útiles para estimar relaciones que podrían haber sufrido significativas variaciones en el período de estimación. En los últimos dos decenios, la economía chilena ha registrado importantes transformaciones estructurales que incidieron en la asignación de recursos y en el crecimiento potencial del producto del país. Dichas reformas han afectado la proporción del producto correspondiente a los bienes transables y no transables, la distribución del consumo, las fuentes de financiamiento de la producción y el consumo, el marco jurídico para la distribución del ocio y el trabajo y para el uso de capital nacional y extranjero. Del mismo modo, la adopción de un régimen cada vez más ortodoxo, basado en objetivos explícitos de inflación, ha transformado la formulación e implementación de la política monetaria. Una característica central de ella en Chile, en los años noventa, ha sido la autonomía adquirida por el Banco Central, y el anuncio por adelantado de una meta inflacionaria para los 12 meses del año siguiente. La meta de inflación se ha cumplido con gran precisión. En septiembre de 1999, el Banco

* Esta investigación no habría sido posible sin la ayuda de Chang-Jin Kim y las ideas de Jim Hamilton. Agradezco a Klaus Schmidt-Hebbel por proveerme el ambiente profesional y el apoyo técnico del Banco Central de Chile. También tengo una deuda de gratitud con el Banco Central por su prontitud y diligencia en el suministro de los datos. Asimismo, agradezco a Pablo García, Martín Kaufman, Steven Phillips, Rodrigo Valdés, Jerónimo Zettelmeyer, a dos árbitros anónimos, a los editores de la revista ECONOMÍA CHILENA y a los participantes en dos seminarios organizados por el Banco Central, sus comentarios sobre una versión previa del presente trabajo. Estoy en deuda con Saúl Lizondo por sus estimulantes observaciones. La responsabilidad por los errores y omisiones que puedan existir recae sobre mí.

** Fondo Monetario Internacional.

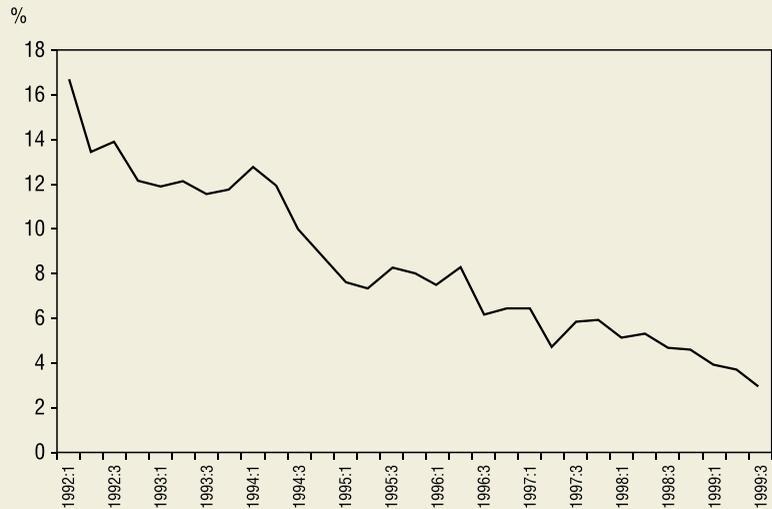
Central anunció que, a partir del 2001, la meta de inflación se definiría en forma permanente en términos del índice de precios al consumidor (IPC), como un rango entre 2 y 4% anual. Es probable, por lo tanto, que los argumentos, y quizá la forma funcional de la función de pérdidas del Banco Central de Chile, hayan cambiado en el curso del tiempo. Del mismo modo, estos hechos probablemente han surtido un gran efecto en el funcionamiento de los mercados y en las expectativas de inflación.

La experiencia de otros países, que han realizado reformas tan importantes como las de Chile, indica, como lo prevé la teoría, que los parámetros que describen la dinámica y la varianza del sistema sufren cambios. Si bien, en circunstancias normales los agentes económicos optimizadores deben revisar con regularidad sus estimaciones de los coeficientes del sistema cuando aparece información nueva, en los casos de grandes reformas estructurales, quizá también deban modificar el conjunto de relaciones que describen ese sistema económico.¹ Como resultado, los responsables de la política macroeconómica, en general, y los bancos centrales, en particular, han observado que el reajuste de los modelos tradicionales de parámetros fijos al proceso de generación de los datos se vuelve una tarea corriente en las economías que cambian aceleradamente. A pesar de ello, la capacidad predictiva de esos modelos, fuera del período muestral, tiende a ser deficiente, lo cual tiene consecuencias prácticas. Por ejemplo, la inestabilidad estructural de los parámetros de los modelos, así como la incertidumbre con respecto al modelo “verdadero” de la economía, pueden generar proyecciones de inflación sesgadas, que lleven en última instancia al incumplimiento de la meta de

¹ Wong (2000) observa que la respuesta de los niveles del producto y de los precios a las perturbaciones monetarias fue muy variable en Estados Unidos en el período muestral 1959:1-1994:12. Wong sugiere el uso de modelos de parámetros variables en el tiempo para analizar la variabilidad de los efectos de la política monetaria sobre la actividad económica y los precios, por cuanto modelos VAR simples, lineales e invariables en el tiempo podrían ser engañosos.

GRÁFICO 1

Chile: Inflación (diferencia en doce meses de los logaritmos del IPC)



inflación del banco central. Esta experiencia remarca la conveniencia de agregar los modelos de estado-espacio al conjunto de modelos de proyección de inflación ya existentes.

En la siguiente sección se examina el marco de estado-espacio propuesto. En la sección III, se describen los datos empleados y se realizan tests de raíz unitaria y de quiebre muestral. En la sección IV, se presentan los resultados de la estimación de los modelos y las proyecciones de inflación fuera de la muestra. En la última sección se presentan las conclusiones del estudio.

II. MODELOS DE PROYECCIÓN DE LA INFLACIÓN EN CHILE

El gráfico 1 presenta la inflación anual medida como la diferencia logarítmica del promedio del IPC de cada trimestre con respecto al promedio del mismo trimestre del año anterior. En éste se observan evidentes e importantes cambios en el nivel y en la variabilidad de la inflación durante el período muestral, ilustrando la dificultad de estimar un modelo de inflación para Chile en los años noventa y, por ende, la proyección de ella.

Este documento parte de la premisa de que las transformaciones estructurales han alterado, y siguen alterando, el comportamiento de los agentes económicos en Chile. Ello significa, entre otras cosas,

que probablemente habrá inestabilidad en cualquier modelo econométrico que se desee ajustar a los datos. Por consiguiente, el enfoque propuesto consiste en abordar los cambios estructurales basándose en modelos de estado-espacio,² lo cual plantea varias posibilidades con diferentes grados de complejidad.

En este estudio se estimarán dos modelos de inflación para el caso de Chile. El primero, consiste en una curva de Phillips con parámetros variables, y el segundo, en uno de forma reducida para una economía abierta y pequeña con metas de inflación. A su vez, el primer modelo, y que en adelante se denominará versión 1, se estimará sin considerar la meta oficial de inflación preanunciada; el segundo, en adelante versión 2, sí la toma en cuenta. El modelo de curva de Phillips con parámetros variables y el de una economía pequeña y abierta con meta de inflación se estimaron, también, incluyendo un proceso markoviano de dos estados.

1. Modelo de Inflación basado en la Curva de Phillips con Parámetros Variables

El primer modelo de inflación se basa en una curva de Phillips aumentada por expectativas y derivada de la función de oferta de Lucas (1973) en su modalidad habitual.³ A diferencia de la curva estándar de Phillips aumentada por expectativas, el modelo permite que los parámetros varíen en el tiempo (de acuerdo con la conocida conclusión de Lucas, 1973). En Chile, la variación de los parámetros en el curso del tiempo podría interpretarse como un resultado del proceso de aprendizaje de los agentes económicos, a medida que avanzan las reformas y el marco de política monetaria se acerca a su estado estable.⁴

La curva de Phillips con parámetros variables se expresa de la siguiente forma:

$$\pi_t = E_{t-1}\pi_t + \beta_t(L)X_t + e_t, \quad (1)$$

siendo π_t la inflación en el período t ; E_{t-1} el operador de expectativa matemática, basada en el conjunto de información disponible en el período $t-1$; β_t un parámetro que puede variar en el curso del tiempo; X_t una medida de la brecha de producción; L el operador de rezago, y e_t un proceso estocástico de media cero y varianza σ_e^2 . Se supone que las raíces de $\beta_t(L)x_t$ se encuentran fuera del círculo unitario.

Obsérvese que los regresores de la ecuación (1) son variables no observables. Para abordar esa característica del modelo, se aplica la siguiente estrategia: Primero, basándose en el supuesto (que se testea de manera econométrica a continuación) que la serie de inflación ha sufrido variaciones en su ordenada al origen y en su pendiente, se supone que la inflación esperada no observada sigue un camino aleatorio. Normalmente, la mejor forma de modelar las transformaciones estructurales es utilizar desplazamientos discretos. Sin embargo, en un contexto en que se supone que los agentes modifican únicamente sus proyecciones cuando reciben información nueva, la modelación de cambios discretos al utilizar un camino aleatorio constituye una buena aproximación.⁵ Por consiguiente,

$$E_{t-1}\pi_t = E_{t-2}\pi_{t-1} + \tau_t, \quad (2)$$

siendo τ_t un proceso estocástico de media cero y varianza $\sigma\tau^2$. Segundo, siguiendo a Clark (1987), la brecha de producción se estima suponiendo una

² En el apéndice A se describen brevemente los modelos de estado-espacio.

³ Como se indica en la literatura (McCallum, 1989, y Turnovsky, 1997) la función de oferta de Lucas (1973), su ecuación (7), puede transformarse en una curva estándar de Phillips aumentada con expectativas.

⁴ Que la curva de Phillips con parámetros variables sea congruente con el planteamiento de que la curva de Phillips es no lineal y asimétrica (Clark et al., 1995, y Razzak, 1995) depende de las razones que se den para esa no linealidad y asimetría. Por ejemplo, la opinión de que la no linealidad y la asimetría de la curva de Phillips se deben, principalmente, a la existencia de ponderaciones de la autoridad monetaria del país con respecto a la inflación y a la varianza del producto que cambian en el tiempo, sería congruente con la justificación que se ofrece en el presente estudio para utilizar una curva de Phillips con parámetros variables. En ese caso, transformaciones institucionales que dan independencia a un banco central y establecen como meta primordial la estabilidad de los precios, como ocurrió en Chile, debieran reducir al mínimo la importancia de esa causa probable de no linealidad y asimetría en la curva de Phillips. No obstante, existen otras justificaciones para la no linealidad y asimetría de la curva de Phillips, y que podrían ser más difíciles de conciliar con la que se ofrece en el presente estudio (e.g., la teoría de salarios de eficiencia propuesta por Akerlof y Yellin, 1986).

⁵ Agradezco a Kim por haber sugerido este argumento. Dado que no existe aún acuerdo en la profesión sobre cómo modelar el aprendizaje de los agentes económicos, esta aproximación no parece incompatible con el resultado econométrico de que la inflación efectiva en Chile en el período de la muestra es estacionaria. Más importante es el resultado que, como se discute más adelante, los parámetros β_t no parecen ser estacionarios. Eso implica que la función (1) no es una mala representación de los datos si el proceso de evolución de los parámetros β_t estuviese cointegrado con el proceso de cambio de las expectativas, aun cuando la inflación y las desviaciones del producto de su nivel natural sean procesos estacionarios.

tendencia lineal local y un proceso autorregresivo de segundo orden para el comportamiento del producto. El modelo se describe en el apéndice B. Las ecuaciones (1) – (2) pueden utilizarse para calcular la inflación prevista como variable no observada, y para proyectar la inflación en los periodos $t+s$, siendo $s \geq 1$.

En vista de las importantes reformas que se produjeron en Chile (incluidas las modificaciones del marco de política monetaria del Banco Central de Chile), el parámetro de variación en el tiempo β_t representa el proceso de aprendizaje de los agentes económicos. Por consiguiente, el modelo de la curva de Phillips con parámetros variables capta la incertidumbre introducida por esas variaciones en el proceso inflacionario chileno.

Obsérvese que la ecuación (1) no está identificada, porque no es posible generar, al mismo tiempo, una estimación de la brecha de producción y una de los parámetros β_t variables en el tiempo. La alternativa consistente en estimar simultáneamente los componentes no observados del PIB real (es decir, una tendencia estocástica y un componente cíclico) y una *curva estándar de Phillips aumentada con expectativas y con β_s constantes*, no resultó factible. Las estimaciones presentaban una correlación serial significativa o bien la matriz de información era singular, lo cual indica que quizá no se pueda identificar el modelo.⁶ Por consiguiente, en este estudio se sigue un enfoque que consta de dos pasos: primero, se estima una serie correspondiente a la brecha de producción, y luego, la brecha así generada se utiliza para estimar el modelo de parámetros variables descrito por las ecuaciones (1) – (2). El sacrificio que implica este enfoque es la pérdida de eficiencia ocasionada por el uso del regresor x_t generado al

estimar la curva de Phillips aumentada por expectativas y con parámetros variables.

2. Modelo de Inflación para una Economía Abierta y Pequeña

Una alternativa frente a la especificación de un proceso de camino aleatorio para la inflación esperada, como en el caso de la ecuación (2), consiste en reemplazar la inflación esperada por el conjunto de variables de estado (predeterminadas) sugeridas por la solución de un modelo estructural con expectativas racionales para una economía abierta y pequeña con metas de inflación. El modelo se describe brevemente en el apéndice C.⁷ El proceso de inflación puede representarse mediante la ecuación reducida (3) con las siguientes variables de estado:

$$\pi_t = F(g_t, g_t^*, r_t^*, p_t^*, d_t, f_t, c_t) + \tau_t, \quad (3)$$

siendo g_t la productividad interna, g_t^* la productividad del resto del mundo, r_t^* el costo del financiamiento externo para la economía chilena (incluida la prima de riesgo país), p_t^* un índice de los términos de intercambio del país, d_t una medida del impulso fiscal, f_t el tipo de cambio nominal, c_t la meta oficial de inflación anunciada de antemano, y τ_t un proceso de ruido blanco.

Obsérvese, sin embargo, que la estimación de la ecuación (3) se hará sin imponer el conjunto de restricciones entre ecuaciones que resultan de resolver el modelo descrito en el apéndice C. Sencillamente, no hay suficientes datos para estimar todos los parámetros. Además, el modelo no brinda información sobre las combinaciones de parámetros variables en el tiempo que suponen las restricciones entre ecuaciones.

III. ANÁLISIS DE LOS DATOS

Los datos utilizados en este trabajo fueron suministrados por el Banco Central de Chile. El conjunto de ellos comprende las siguientes variables: el PIB real de Chile (y_t); un índice de la actividad económica real en los países con los que Chile sostiene relaciones comerciales (y_t^*); la inflación anual de Chile medida por el IPC (π_t); el costo del financiamiento para la economía chilena, es decir, la tasa LIBOR a tres meses, más una prima de riesgo país, (r_t^*); un índice de los términos de

⁶ Se ensayaron diferentes versiones del modelo, por ejemplo, rezagos diferentes en la brecha de producción, una representación de ARMA para la brecha de producción y dos constantes diferentes de cero para los procesos que describen la parte cíclica del PIB real y de la inflación. Al estimarse los modelos, se presentaron dificultades en la inversión de la matriz de segundas derivadas del logaritmo de la función de verosimilitud o, a veces, la estimación no convergió. Según Rothenberg (1971), esto podría indicar que el modelo no está identificado localmente. Esto significa que más de un conjunto de valores de los parámetros puede dar lugar al mismo valor del logaritmo de la función de verosimilitud, es decir, los datos no pueden discriminar entre los valores posibles.

⁷ Nadal-De Simone (2001) contiene la solución analítica y simulaciones de un modelo similar, utilizando datos para Nueva Zelanda.

Chile: Test de Raíz Unitaria de Elliott, Rothenberg y Stock para las Variables Macroeconómicas (estadísticos correspondientes a $\rho = 0$)

Variables	1986:1–1999:3		1990:1–1999:3	
	Rezagos	DFGLS [†]	Rezagos	DFGLS
y	3	-2.57	1	-1.53
y^*	1	-1.79	1	-2.27
π	4	-1.65	3	-3.45*
r^*	1	-1.62	1	-1.49
p^*	1	-2.06	1	-3.07*
f	1	-1.37	1	-1.68
Δy	2	-3.10	1	-4.02*
Δy^*	1	-4.25	1	-3.58*
$\Delta \pi$	1	-4.95	n.d.	n.d.
Δr^*	1	-6.00	1	-5.44*
Δp^*	3	-3.73	n.d.	n.d.
Δf	1	-4.50	1	-3.92*

Todas las variables (incluyendo el índice de precios al consumidor), salvo las tasas de interés, se miden en logaritmos naturales. Los rezagos se determinan de acuerdo con el criterio de información de Schwarz y verificando que los residuos sean ruido blanco. DFGLS[†] tiene como hipótesis nula la raíz unitaria, con una constante y una tendencia lineal. El valor crítico al 5% es -2.89.

CUADRO 1B

Chile: Test de Raíz Unitaria de Perron (1997) para la Inflación Anual y las Variaciones de la Inflación Anual (1986:1–1999:3)

γ	T_b	K	$\hat{\alpha}$	t_{∞}^{\wedge}	$\hat{\theta}$	t_{θ}^{\wedge}
<i>Modelo 1 de Perron: $y_t = u + \theta DU_t + \beta_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t$</i>						
Π	1988:2	3	0.64	-5.77**		
Π	1988:4	5			0.57	-5.16
$\Delta \Pi$	1992:1	9	-1.98	-5.10		
$\Delta \Pi$	1990:2	8			-0.10	-4.48
γ	T_b	K	$\hat{\alpha}$	t_{∞}^{\wedge}	$\hat{\theta}$	t_{θ}^{\wedge}
<i>Modelo 2 de Perron: $y_t = u + \theta DU_t + \beta_t + \delta DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t$</i>						
Π	1988:3	3	0.62	-6.45*		
Π	1992:1	3			0.40	-5.31
$\Delta \Pi$	1990:2	3	-0.32	-7.98*		
$\Delta \Pi$	1990:3	3			-0.30	-6.77*

La tasa de inflación se mide como el logaritmo natural del índice de precios al consumidor de cada trimestre con respecto al mismo trimestre del año anterior. En los modelos 1 y 2 de Perron la y_t representa, a diferencia del texto, la serie estadística sobre la cual se efectúa el test de Perron. La constante μ representa la intersección de la línea de regresión con la ordenada al origen, y las letras θ , β , δ , α y las c_j se refieren a parámetros a estimar. Los errores de los dos modelos, e_t , son ruido blanco. Como de costumbre en la literatura, Δ significa cambio en la variable en cuestión. T_b representa el momento en el tiempo en que la función de tendencia cambia. El primer T_b es el valor que minimiza el estadístico t en el test $t_{\infty}^{\wedge} = 1(\hat{t}_{\infty}^{\wedge}, t_{\infty}^{\wedge})$, y el segundo T_b es el valor elegido para minimizar el estadístico t_{θ}^{\wedge} o el estadístico t_t en el parámetro asociado con el cambio en la intersección (modelo 1) ó con el cambio en la pendiente (modelo 2). Finalmente, DU_t , $D(T_b)_t$ y DT_t son variables dummy. Se definen como sigue: $DU_t = 1(t > T_b)$, $D(T_b)_t = 1(t = T_b + 1)$ y $DT_t = 1(t > T_b)$. Los rezagos se eligen siguiendo el criterio de información de Schwarz y verificando que los residuos sean ruido blanco. Un asterisco significa que el parámetro es significativo con un nivel de confianza del 99% y dos asteriscos significan que el parámetro es significativo con un nivel de confianza del 95%.

intercambio (p_t^*); el tipo de cambio nominal definido como la cantidad de pesos que se obtienen a cambio de un dólar de EE.UU. (f_t); un indicador del impulso fiscal (d_t); y la meta de inflación preanunciada para el siguiente año desde 1991 (c_t).⁸ Los datos son trimestrales y comprenden el período 1986:1–1999:3. Los datos utilizados en las estimaciones siempre son logaritmos naturales, con excepción de las tasas de interés. Las series π_t , r_t^* , y f_t son promedios trimestrales. Se ha eliminado el factor estacional de las series.

Los tests de raíz unitaria para las variables en niveles y primeras diferencias se hacen en dos períodos muestrales diferentes: 1986:1–1999:3 y 1990:1–1999:3. También se realiza el test de Perron (1997) para rupturas en la serie de inflación correspondiente al período muestral 1986:1–1999:3. Los resultados se presentan en los cuadros 1a y 1b.

En vista de que la inflación y el producto real tienen, al parecer, tendencias estocásticas, se utiliza el test t de raíz unitaria de Dickey-Fuller (DFGLS[†]) modificado, que fue propuesto por Elliott, Rothenberg y Stock (1996), un test de punto óptimo invariante que tiene un poder considerablemente mayor cuando en los datos se encuentra una media o una tendencia desconocida. El cuadro 1a indica que, en el período 1986:1–1999:3, no puede rechazarse la hipótesis nula de raíz unitaria con

⁸ Las cifras trimestrales correspondientes a la meta de inflación oficial anual preanunciada se calcularon suponiendo una tasa constante de descenso de la meta de inflación de un año al siguiente. Este supuesto es ciertamente arbitrario. Sin embargo, dado que es difícil justificar una cierta volatilidad en la tasa trimestral de descenso de la inflación deseada por la autoridad monetaria, es el procedimiento que pareció más adecuado adoptar.

una constante y una tendencia lineal para ninguna variable en nivel.⁹ Las variaciones correspondientes a todas ellas son estacionarias. En el período 1990:1–1999:3, la hipótesis nula de raíz unitaria con una constante y tendencia lineal en el tiempo no puede rechazarse en ninguna de las variables, salvo en el caso de la inflación anual y en el de los términos de intercambio. Las variaciones de las demás variables son estacionarias.

Debido a la no estacionariedad de la inflación en el período 1986:1–1999:3, la serie de inflación, así como sus variaciones, se testean utilizando el test de Perron (1997), que permite un desplazamiento en la ordenada al origen de la función tendencial y/o un cambio en la pendiente. Las posibles fechas de la variación no se fijan *a priori*, sino que se determinan de manera endógena. En el cuadro 1b se presentan los resultados correspondientes a dos modelos. El “modelo de valores atípicos innovadores” (modelo 1) sólo permite una variación de la ordenada al origen en la hipótesis nula y en la hipótesis alternativa, y el “modelo de valores atípicos aditivos” (modelo 2) permite una variación de la ordenada al origen y de la pendiente. Se utilizan dos métodos para determinar el punto de quiebre (T_b): en el primero, se elige como punto de quiebre, el que minimiza el estadístico t para testear la hipótesis nula de raíz unitaria (t_α), mientras que en el segundo, se minimiza el estadístico t del parámetro relacionado con la modificación de la ordenada (modelo 1, t_θ), o la variación de la pendiente (modelo 2, t_γ). El parámetro de rezago se elige siguiendo un procedimiento recursivo de general a específico, de modo que el coeficiente del último rezago en una autorregresión de orden k sea significativo, y el último coeficiente de una autorregresión de orden mayor que k no lo sea, hasta un orden máximo k max.

El modelo 1 no rechaza la hipótesis nula de una raíz unitaria en la serie de inflación ni en sus variaciones, salvo si se utiliza el estadístico t_α para la elección del punto de quiebre T_b . Las pruebas indican un cambio

⁹ Los rezagos utilizados en los tests de raíz unitaria se eligen basándose en el criterio de información de Schwarz, verificando que los residuos sean ruido blanco mediante el uso de la estadística Q de Box y Pierce.

¹⁰ El test de Perron aplicado al nivel del producto real no rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en ningún caso. En cambio, la rechazó cuando se aplicó al cambio en el producto real.

en la ordenada al origen de la inflación en 1988, y un cambio en la ordenada al origen en las variaciones de la inflación correspondientes a 1992 ó 1990, según el método elegido para estimar el punto de quiebre.

El modelo 2 rechaza, con un alto grado de confianza, la hipótesis nula de una raíz unitaria en la serie de inflación en sus variaciones, cualquiera sea el método que se elija para determinar el punto de quiebre T_b . El quiebre en la ordenada al origen y/o la pendiente de la inflación ocurre en 1988 o en 1992, mientras que el quiebre en la ordenada al origen y/o la pendiente de las variaciones de la inflación ocurre en 1990.

Por consiguiente, el test de Perron (1997), basado en el modelo más general, indica que la tasa de inflación es estacionaria en todo el período muestral cuando se consideran las variaciones de la ordenada al origen y de la pendiente.¹⁰

IV. REPRESENTACIÓN DE ESTADO-ESPACIO DE LOS MODELOS Y RESULTADOS

Como se indicó anteriormente, la estimación del modelo (1) – (2) requiere estimar la brecha de producción. El modelo de la brecha de producción, su representación de estado-espacio, su estimación y los resultados obtenidos están presentados en el apéndice B. A continuación se presenta la estimación de las dos variantes del modelo de inflación.

1. Estimación del Modelo de Inflación basado en la Curva de Phillips con Parámetros Variables

La representación en forma de estado-espacio del modelo de inflación, basado en la curva de Phillips con parámetros variables en el tiempo, (ecuación 1) y la ecuación de evolución de las expectativas (ecuación 2), es la siguiente:

$$\pi_t = [1 \ X_t \ X_{t-1}] \begin{bmatrix} E_{t-1} \pi_t \\ \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \end{bmatrix} + e_t, \tag{4}$$

$$\begin{bmatrix} E_{t-1} \pi_t \\ \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_{t-2} \pi_{t-1} \\ \beta_{1t-1} \\ \beta_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tau_{0t} \\ \tau_{1t} \\ \tau_{2t} \end{bmatrix}, \tag{5}$$

CUADRO 2

**Chile: Estimación de los Parámetros Variables del Modelo de Curva de Phillips
(1990:1–1999:3)**

Variables	Excluida la meta oficial Versión 1		Desviaciones de la meta oficial Versión 2		
	Estimaciones	Errores estándar	Estimaciones	Errores estándar	
σ_e	1.0029	(0.0035)	0.9954	(0.0018)	
$\sigma_{E_{t-1}\pi_{t-1}}$	0.9893	(0.0022)	1.0080	(0.0019)	
σ_{x_t}	1.0000	(0.2567)	1.0000	(0.1307)	
$\sigma_{x_{t-1}}$	1.0000	(0.1482)	1.0000	(0.1232)	
Logaritmo de la función de verosimilitud	93.4305		97.41180		
	Estadístico Q de los errores de proyección estandarizados		Estadístico Q de los errores de proyección estandarizados		
	Q(8) = 12.79		Q(8) = 23.11		
	Q(16) = 26.35		Q(16) = 33.91		
	Q(24) = 33.56		Q(24) = 41.93		
	Q(30) = 34.46		Q(30) = 43.06		
	Estadístico Q de los errores de proyección estandarizados cuadráticos		Estadístico Q de los errores de proyección estandarizados cuadráticos		
	Q(8) = 3.52		Q(8) = 11.40		
	Q(16) = 10.73		Q(16) = 18.51		
	Q(24) = 15.62		Q(24) = 28.88		
	Q(30) = 21.19		Q(30) = 33.34		
Proyecciones fuera de la muestra					
Períodos futuros	Inflación	Proyección (versión 1)	Coficiente de desigualdad de Theil	Proyección (versión 2)	Coficiente de desigualdad de Theil
1. 1998:4	4.57	5.34	0.078	4.71	0.015
2. 1999:1	3.94	4.79	0.087	4.57	0.051
3. 1999:2	3.68	4.28	0.084	4.15	0.054
4. 1999:3	2.93	3.97	0.098	3.44	0.058
Versión 1			Versión 2		
	Error de proyección porcentual de la media cuadrática	Error medio de proyección porcentual	Error de proyección porcentual de la media cuadrática	Error medio de proyección porcentual	
	0.169	0.169	0.031	0.031	
	0.193	0.192	0.115	0.095	
	0.184	0.183	0.119	0.106	
	0.238	0.226	0.134	0.123	

donde hay tantos procesos de ruido blanco τ_s como variables en la ecuación de transición (5).

El modelo está identificado en sentido local y global.¹¹ Es pertinente recordar, sin embargo, que la identificación no debe abordarse de manera rígida, ya que es posible que una ecuación (o sistema de ecuaciones) esté identificada de conformidad con las reglas estrictas de identificación, pero tenga poco poder predictivo si las variables predeterminadas de la ecuación tienen poca variación. Desde esta óptica, el resultado relativamente bueno de los modelos en materia de proyección (véanse los párrafos siguientes) resulta alentador.

Como se indicó anteriormente, se ha preferido suponer que los parámetros β evolucionan como caminos aleatorios, a fin de aproximar cambios discretos. De cualquier manera, explorar otros procesos de evolución va más allá del objetivo de este trabajo.

El cuadro 2 presenta dos conjuntos de estimaciones del modelo de inflación basado en la curva de Phillips con parámetros variables: el primero no incluye la meta de inflación oficial preanunciada, en cambio, sí la incluye el segundo. En este último, la variable dependiente se mide en función de las desviaciones de la inflación respecto a la meta oficial. Los resultados parecen indicar que, si bien la estimación del modelo que incluye

GRÁFICO 2

Inflación Prevista, Inflación y Meta de Inflación Oficial (modelo 1, versión 2)

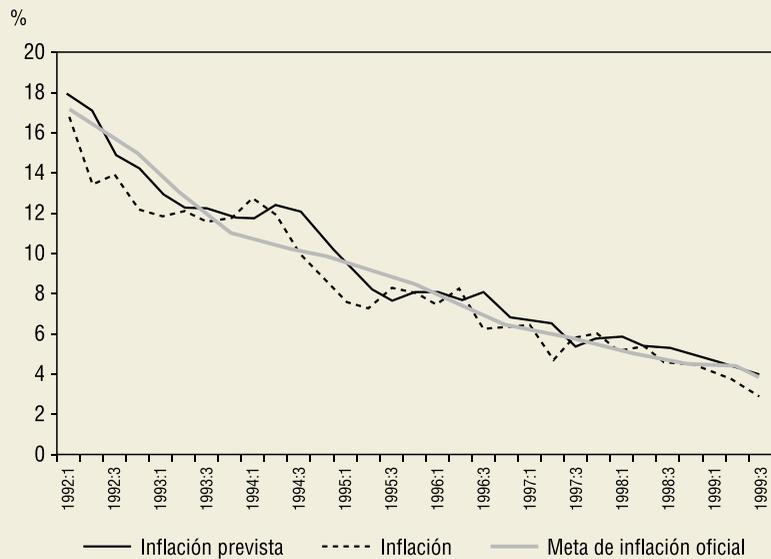
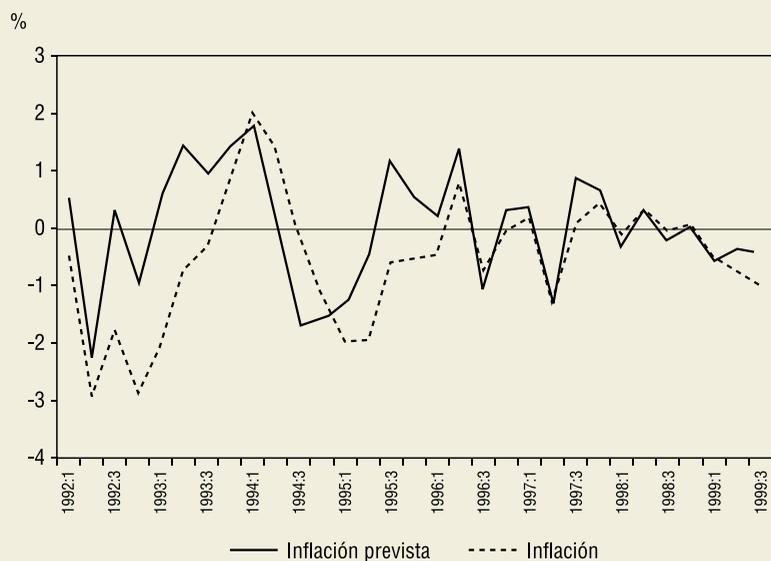


GRÁFICO 3

Desviación Prevista y Realizada de la Inflación Respecto de la Inflación Meta (modelo 1, versión 2)



¹¹ Rothenberg (1971) demostró que la identificación local en β_0 exige que la matriz de información sea no singular en un valor cercano a β_0 . Este criterio se utilizó para contrastar la identificación local del modelo descrito por las ecuaciones (1) – (2), y también del modelo descrito por la ecuación (3). En ningún caso hubo dificultad para invertir la matriz de segundas derivadas del logaritmo de las funciones de verosimilitud. La identificación global se testeó trabajando directamente con la representación en forma de estado-espacio del modelo, tal como se plantea en Burmeister et al. (1986).

la meta de inflación oficial preanunciada presenta cierta correlación serial adicional, se prefiere esta versión, porque produce mejores resultados de proyección que el modelo en términos de inflación efectiva sin la información proporcionada por la meta de inflación oficial preanunciada.

En ambas versiones del modelo de la curva de

Phillips, todos los parámetros son significativos a los niveles de confianza habituales. El logaritmo de la función de verosimilitud de la segunda versión del modelo es estadísticamente mayor. No obstante, existe correlación serial en los errores estandarizados de proyección de la segunda versión del modelo. En cambio, los tests del estadístico Q, correspondientes a la correlación serial de los errores estandarizados de proyección de la primera versión del modelo, indican cierta correlación serial al nivel de significancia de 90% únicamente para Q(16) y Q(24). Los tests del estadístico Q para la correlación serial de los errores de proyección cuadráticos estandarizados no indican correlación serial en ninguna de las dos versiones.

El cuadro 2 también presenta las proyecciones fuera de la muestra para los trimestres 1, 2, 3, y 4 y los valores de la inflación realizada.¹² La segunda versión del modelo de la curva de Phillips logra una considerable reducción del coeficiente de desigualdad de Theil, ya que el valor de la estadística correspondiente a la segunda versión se ubica entre 19 y 64% del valor obtenido en la primera versión del modelo. Un resultado similar muestra el error de proyección porcentual de la media cuadrática, o el error medio de proyección porcentual. En el gráfico 2 se muestra la inflación esperada correspondiente a la segunda versión, la inflación realizada y la meta, y en el gráfico 3 se presentan las desviaciones realizadas y previstas con respecto a la meta de inflación oficial preanunciada durante el período muestral, también usando la segunda versión del modelo. De los dos gráficos, cabe destacar dos observaciones. Primero, el nivel de la meta de inflación oficial preanunciada se encuentra por debajo del nivel esperado de inflación en más de dos tercios de las veces. Segundo, la inflación realizada se halla más cerca de la meta de inflación que del nivel esperado de inflación en un poco más de la mitad de las veces.¹³ Si bien la primera observación concuerda con los resultados de Morandé y Schmidt-Hebbel (2000), esto no es necesariamente así en el caso de la segunda observación. Sin embargo, en vista de que en el marco utilizado en este trabajo se considera explícitamente el proceso de actualización de las expectativas por parte de los agentes económicos, los resultados en su conjunto pueden ser interpretados del mismo modo en que lo hacen los

autores, es decir, como evidencia de que el régimen de metas de inflación contribuyó a la credibilidad del Banco Central y, por ende, tuvo importancia en el proceso de reducción de la inflación chilena.¹⁴ La meta de inflación anunciada, junto al hecho de que ésta siempre se cumpliera con alto grado de exactitud, contrarrestó la inercia inflacionaria.

En los gráficos 4 y 5 se presentan los parámetros variables suavizados¹⁵, correspondientes a la brecha de producción contemporánea y rezagada de la segunda versión del modelo. Al parecer, la variabilidad de los parámetros tiende a bajar en el curso del tiempo, al igual que el valor absoluto del parámetro contemporáneo de la brecha de producción. Tomando en cuenta que la estrategia de metas de inflación del Banco Central tuvo éxito en el período muestral, este resultado no resulta extraño, ya que el cumplimiento de la meta de inflación implica que la varianza de la brecha de producción debe bajar en el transcurso del tiempo. Dadas las expectativas del sector privado, la política monetaria de metas de inflación implica una política monetaria de *metas de proyección de inflación* (Svensson, 1997). Puesto que la función de pérdida implícita de la autoridad monetaria independiente incluye la meta de inflación como objetivo primordial de la política monetaria, se elimina una de las causas históricamente importante de brechas de producción distintas de cero (es decir, la variación de las ponderaciones relativas que la autoridad monetaria asigna a la varianza del producto y de la inflación en el curso del tiempo)

¹² Dos razones fundamentales explican la limitación de la simulación fuera de la muestra a un año. Primero, la comparación de la capacidad de predicción de los modelos se hace sólo para cuatro períodos ya que durante la década de los noventa las metas de inflación que se anunciaron eran anuales. Segundo, desde un punto de vista más general, siempre hay un trade off entre usar el máximo de observaciones y mostrar una simulación fuera de la muestra.

¹³ Lo cual no resulta estadísticamente diferente del 50%.

¹⁴ Es difícil juzgar cómo este resultado es afectado por el supuesto de que la meta anual oficial de inflación se desea alcanzar a una tasa constante de descenso.

¹⁵ Puesto que el vector de estado recibe una interpretación estructural en el modelo (1) – (2), es importante realizar una inferencia estadística del valor del vector de estado basándose en los datos correspondientes a la totalidad de la muestra. Por consiguiente, los valores de los coeficientes contemporáneo y rezagado de la brecha de producción se han calculado basándose en el conjunto completo de datos recopilados recorriendo la muestra hacia atrás y empezando con $t = T-1$. Por lo tanto, se han suavizado los parámetros variables en el tiempo.

y, por ende, una causa importante de incertidumbre en materia de inflación. Obviamente, todas las demás fuerzas que abren la brecha de producción aún se encuentran en vigor.¹⁶

2. Estimación del Modelo de Inflación en el Contexto de una Economía Pequeña y Abierta

La representación en forma de estado-espacio del modelo de una economía pequeña y abierta es la siguiente:

$$\pi_t = x_t \beta_{ti} + e_t, \quad (6)$$

$$\beta_{ti} = I_k \beta_{t-1i} + r_{ti}, \quad (7)$$

siendo x_t las $k-1$ variables ($i = 1, 2, \dots, k-1$) de estado del modelo de la economía abierta, es decir, la productividad interna, la productividad externa, el costo real del financiamiento de la economía chilena, un índice de términos de intercambio, una medida del impulso fiscal, el tipo de cambio nominal con respecto al dólar de EE.UU. y la meta de inflación oficial preanunciada. I_k es una matriz identidad de orden k . Las variables e_t y r_{ti} siguen procesos de ruido blanco, es

¹⁶ En vista de la falta de consenso profesional en torno a la relación entre las variables nominales y reales, ciertamente, es posible que existan otras interpretaciones. Por ejemplo, las teorías de eficiencia de los salarios indican que, dado un margen de utilidad constante, el efecto de la brecha de producción sobre los salarios, y, por ende, sobre la inflación, sería menor con una inflación media del orden de 3% en 1997 que con una inflación media de aproximadamente 15% en 1992. No obstante, la suma de los coeficientes estimados de la brecha de producción desciende hasta mediados de 1995, subiendo a partir de entonces. Como lo indica Wong (2000), en su estudio sobre Estados Unidos, ninguna teoría del mecanismo de transmisión monetaria por sí sola parece capaz de explicar las variaciones en la respuesta del producto y los precios ante la política monetaria; más bien, debe buscarse una combinación de factores económicos e institucionales.

¹⁷ Por las razones expuestas en la sección 2, el modelo se estima sin imponer las restricciones cruzadas a las ecuaciones que se generan al resolver el modelo.

GRÁFICO 4

Chile: Coeficiente Suavizado Contemporáneo de la Brecha de Producción (modelo 1, versión 2)

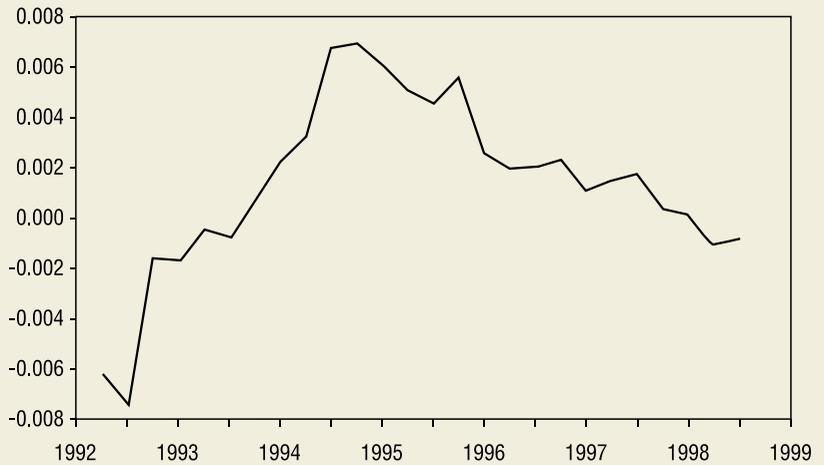
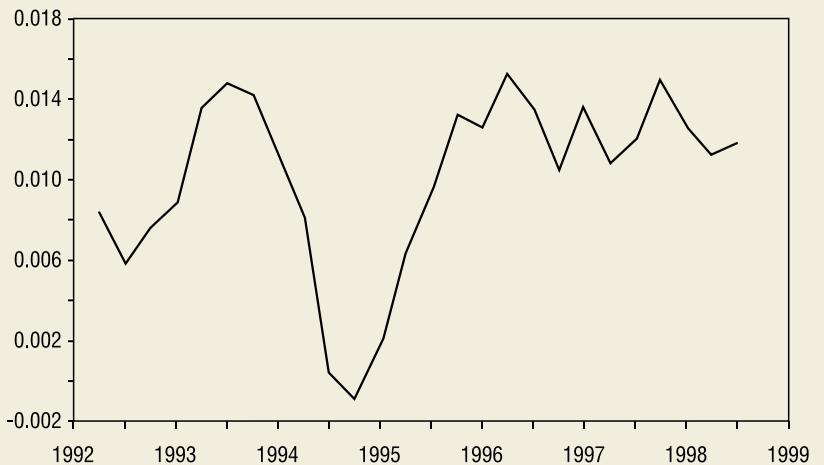


GRÁFICO 5

Chile: Coeficiente Suavizado Rezagado de la Brecha de Producción (modelo 1, versión 2)



decir, que tienen una media de cero, varianzas constantes σ_i^2 y cero covarianzas.

En el cuadro 3 se presentan los resultados de la estimación del modelo para la economía pequeña y abierta representada por las ecuaciones (8) – (9).¹⁷ Este modelo de inflación tiene una función de verosimilitud ligeramente mayor que la segunda versión del modelo de curva de Phillips con parámetros variables. La correlación serial sólo se encuentra presente entre los rezagos 16 y 24.

Todas las variables son muy significativas a los niveles de confianza normales, con la excepción de la

productividad externa.¹⁸ Las proyecciones fuera de la muestra son menos precisas que las generadas por el modelo de la curva de Phillips con parámetros variables, pero son más estables (el coeficiente de desigualdad de Theil se deteriora menos a medida que se prolonga el período de proyección fuera de la muestra).

Los gráficos 6 a 11 presentan los parámetros variables suavizados correspondientes al modelo de una economía pequeña y abierta. Hay varias observaciones interesantes que se pueden hacer. Primero, el coeficiente del costo de capital extranjero es negativo y su valor absoluto sube hasta 1995. En los modelos corrientes de determinación del tipo de cambio (que normalmente asumen un régimen de metas de agregados monetarios), se prevé, *ceteris paribus*,

que una reducción del costo del financiamiento externo incrementa el gasto interno, elevando, por consiguiente, la inflación de los bienes no transables y del IPC. Este constituye el *canal real* del mecanismo de transmisión monetaria. No obstante, una reducción del costo del financiamiento externo también debe apreciar la moneda nacional y traducirse, *ceteris paribus*, en una inflación menor en términos del IPC. Este constituye el *canal financiero* del mecanismo de transmisión monetaria. Normalmente, el canal real es menos importante

¹⁸ Esto es probablemente el resultado de la colinealidad (esperable) entre la productividad en el resto del mundo y otros regresores tales como los componentes reales fundamentales del tipo de cambio nominal.

CUADRO 3

Chile: Estimación de los Parámetros Variables del Modelo de Pequeña Economía Abierta con Meta Oficial de Inflación (1990:1–1999:3)

Variables	Estimaciones	Errores estándar			
σ_e	0.9963	(0.0013)			
σ_g	1.0000	(0.0507)			
σ_{g^*}	19.3396	(35.9559)			
σ_{r^*}	1.0000	(0.1108)			
σ_{p^*}	1.0188	(0.0120)			
σ_d	0.7311	(0.0825)			
σ_f	1.0000	(0.0413)			
σ_c	0.9942	(0.0237)			
Logaritmo de la función de verosimilitud	98.2820				
Estadística Q de los errores de proyección estandarizados		Estadística Q de los errores de proyección estandarizados cuadráticos			
Q(8) = 12.63		Q(8) = 17.25			
Q(16) = 16.84		Q(16) = 22.98			
Q(24) = 35.39		Q(24) = 36.82			
Q(30) = 40.14		Q(30) = 38.20			
Proyecciones fuera de la muestra					
Períodos futuros	Inflación	Proyección	Coficiente de desigualdad de Theil	Error de proyección porcentual de la media cuadrática	Error medio de proyección porcentual
1. 1998:4	4.57	4.77	0.022	0.045	0.045
2. 1999:1	3.94	5.52	0.120	0.285	0.223
3. 1999:2	3.64	4.61	0.120	0.275	0.233
4. 1999:3	2.93	3.91	0.122	0.291	0.258

cuantitativamente que el canal financiero, de modo que se espera que una reducción del costo del financiamiento externo disminuya la inflación interna. En un régimen de metas de inflación, en cambio, el costo del financiamiento externo está inversamente correlacionado con la inflación interna. En el régimen mencionado se debilita el canal financiero del mecanismo de transmisión monetaria, ya que la liquidez es endógena y, por ende, se obtiene una correlación inversa entre las variaciones del costo del financiamiento externo y la inflación interna, debido a la preponderancia del canal real del mecanismo de transmisión. Al parecer, existe cierta evidencia de que esto ocurrió en Chile.¹⁹

Segundo, y de acuerdo con lo esperado, el coeficiente del impulso fiscal es positivo. Resulta interesante remarcar que su importancia para explicar la varianza de la inflación se duplicó entre finales de 1996 y mediados de 1998, manteniéndose desde entonces a ese nivel.

Tercero, el traspaso de variaciones del tipo de cambio nominal a la inflación medida por el IPC cambió considerablemente en el curso del tiempo. Una explicación posible es que a medida que el régimen de metas de inflación cobró más credibilidad, el valor del coeficiente de traspaso descendió.²⁰ Después de mediados de 1995, y hasta el último año de la muestra, el coeficiente de traspaso se mantuvo estable, a un nivel de aproximadamente 10%. Al parecer, cuando el crecimiento anual del PIB real

¹⁹ En Nadal De Simone (2001), se confirma este punto en una simulación que utiliza datos correspondientes a Nueva Zelanda.

²⁰ La reducción del coeficiente de traspaso de cambios en el tipo de cambio a la inflación es consistente con la experiencia de otros países que también han introducido regímenes de meta de inflación.

GRÁFICO 6

Chile: Coeficiente Suavizado del Aumento de la Productividad Interna (modelo 2)

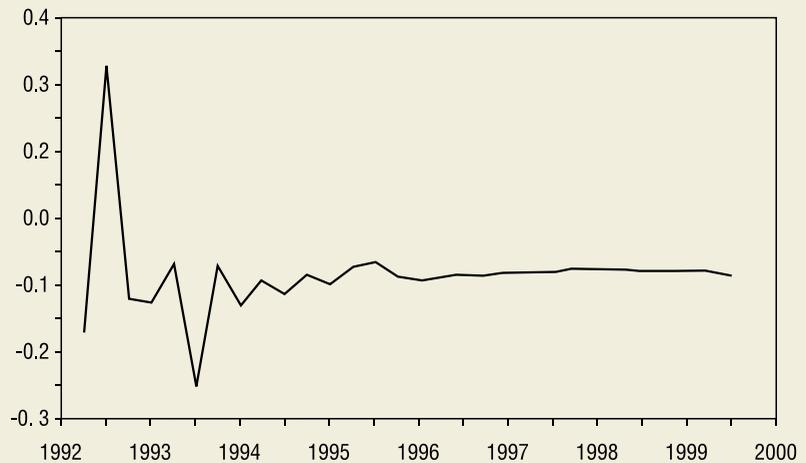
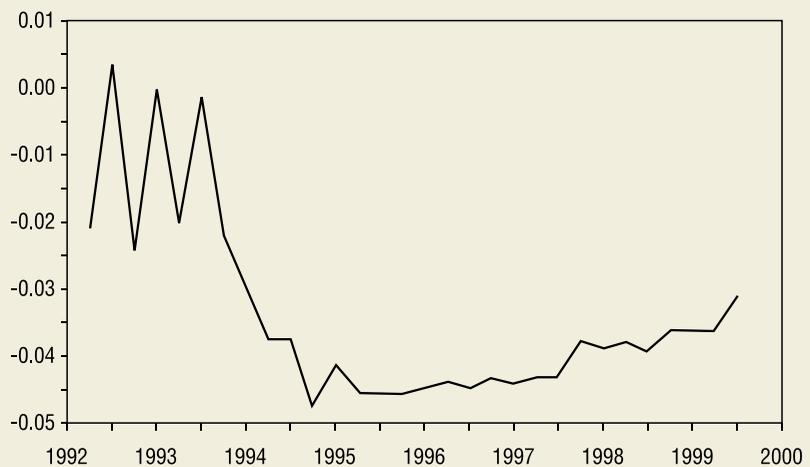


GRÁFICO 7

Chile: Coeficiente Suavizado del Costo de Capital Extranjero (modelo 2)



cajó de 8% en el primer trimestre de 1998 a 6% en el segundo trimestre de 1998, el coeficiente de traspaso también empezó a bajar y llegó a un valor inferior a 5% al cierre del período muestral. Collins y Nadal De Simone (1996) demuestran que “el coeficiente de traspaso” depende, como mínimo, de la estructura de la economía, de la naturaleza de las perturbaciones que afectan a la economía, de la composición del IPC y del régimen monetario. Los autores deducen que los coeficientes de traspaso pueden ser econométricamente inestables no sólo entre

GRÁFICO 8

**Chile: Coeficiente Suavizado
de los Términos de Intercambio
(modelo 2)**

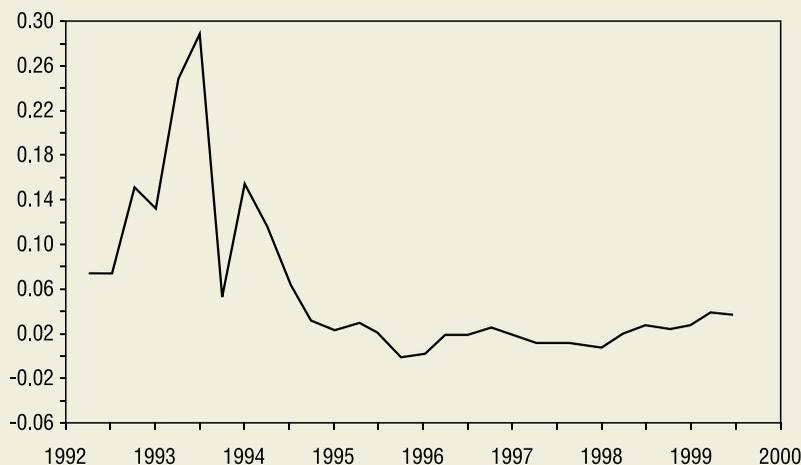
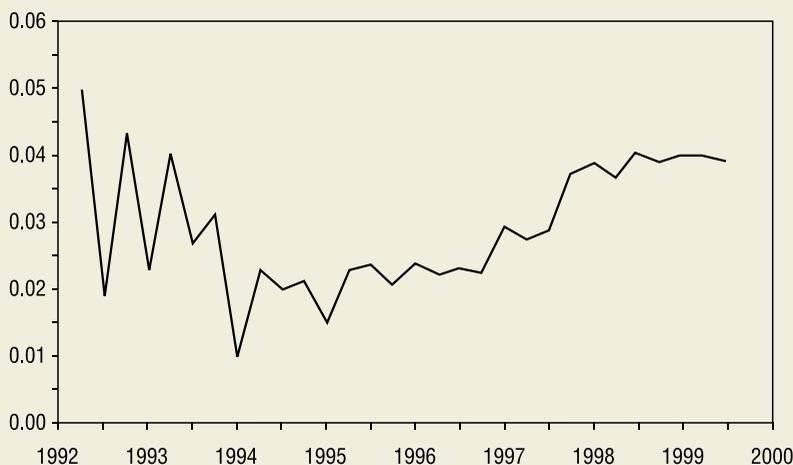


GRÁFICO 9

**Chile: Coeficiente Suavizado
del Impulso Fiscal
(modelo 2)**



regímenes de política monetaria, sino también dentro de un mismo régimen de política monetaria a lo largo del tiempo. El presente estudio econométrico parece validar esa conclusión.

Por último, como se observa en el gráfico 11, el coeficiente de metas de inflación suavizado se mantuvo bastante estable a partir de 1994. Dado el marco utilizado en el presente estudio, esto parece sugerir, de manera convincente, que la credibilidad del marco de metas de inflación en Chile se encontraba bien consolidada desde mediados de los años noventa.

3. ¿Es Empíricamente Relevante Permitir Cambios de Régimen en los Modelos de Inflación?

Los errores de proyección estandarizados cuadráticos de la versión 2 del modelo de la curva de Phillips con parámetros variables, no parecen indicar la presencia de heteroscedasticidad. Sin embargo, se consideró interesante explorar un poco más esta posibilidad estimando el modelo de la curva de Phillips con un proceso de cambio de Markov en las perturbaciones. Por ende, la versión 2 del modelo de la curva de Phillips con parámetros variables se estimó permitiendo que la incertidumbre provenga no solamente del proceso de puesta al día de los parámetros del modelo por parte de los agentes económicos, sino también de la heteroscedasticidad de las perturbaciones. Este es el modelo descrito por las ecuaciones (B7) - (B8) y (A3'), (A6), (A7a) y (A7b) del apéndice B y A, respectivamente.

En este modelo, la varianza condicional del error de predicción se puede descomponer en la varianza condicional a causa de los coeficientes de regresión desconocidos y de la varianza

condicional debida a la heteroscedasticidad de la perturbación. La primera varianza condicional depende del estado del mundo al momento $t-1$, S_{t-1} , mientras que la segunda depende del estado del mundo al momento t , S_t . El gráfico 12 muestra que durante la mayor parte del período muestral, la primera fuente de varianza condicional fue mucho más importante que la segunda. En el período 1992:1-1998:2, la varianza condicional promedio de la inflación fue 0.0025, y cerca de 75% de ella fue explicada por el proceso de

aprendizaje de los agentes económicos. Solamente entre el tercer trimestre de 1998 y el tercero de 1999, la heteroscedasticidad del término de perturbación es significativa; en ese período, la heteroscedasticidad de la perturbación explica alrededor de 82% de la varianza condicional.

El modelo de inflación de pequeña economía abierta también se estimó, permitiendo cambios de Markov, es decir, se estimaron las ecuaciones (B7) - (B8) junto a las ecuaciones (A3'), (A6), (A7a) y (A7b) del apéndice B y A, respectivamente. Aún más marcadamente que en el caso del modelo de inflación basado en la curva de Phillips con parámetros variables, la descomposición de la varianza condicional en el gráfico 13 muestra que la varianza condicional del error de proyección fue básicamente debida a la incertidumbre de los coeficientes de regresión desconocidos.

Una explicación posible de estos resultados es sugerida por la presencia del objetivo preanunciado de inflación entre los regresores de los modelos. En la medida que la meta de inflación era creíble, ella reflejaba los cambios en el proceso de inflación chileno; la meta de inflación servía de aproximación del cambio en la política monetaria chilena de una inflación alta y variable a una inflación baja y estable. La conclusión que se puede extraer de estos resultados es que durante el período muestral es poco lo que se obtiene al incluir la incertidumbre generada por la heteroscedasticidad de las perturbaciones aleatorias, en modelos que contienen entre los regresores la meta preanunciada de inflación. No obstante, ahora que el régimen basado en metas explícitas de inflación se encuentra en su estado estable, convendrá reexaminar esta cuestión.

GRÁFICO 10

Chile: Coeficiente Suavizado del Tipo de Cambio (modelo 2)

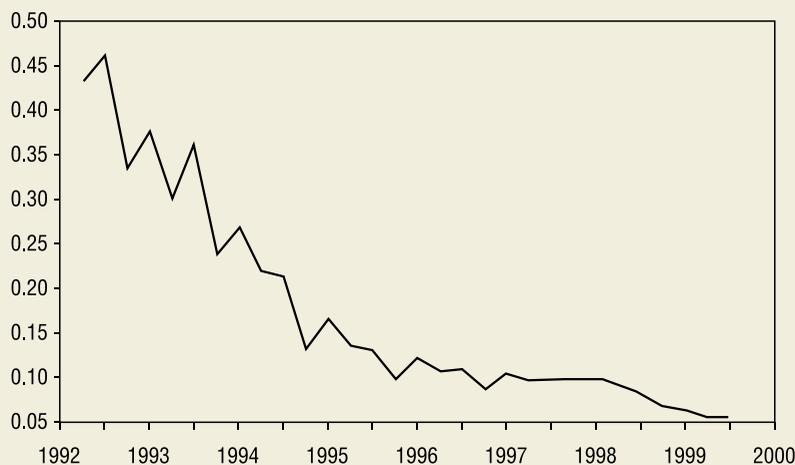
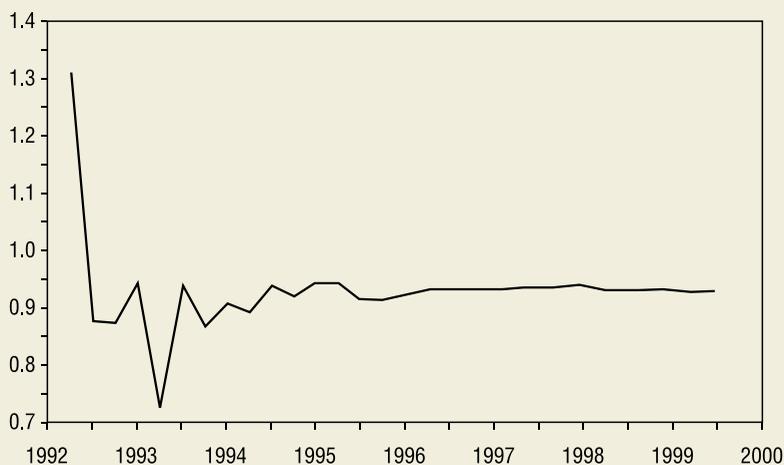


GRÁFICO 11

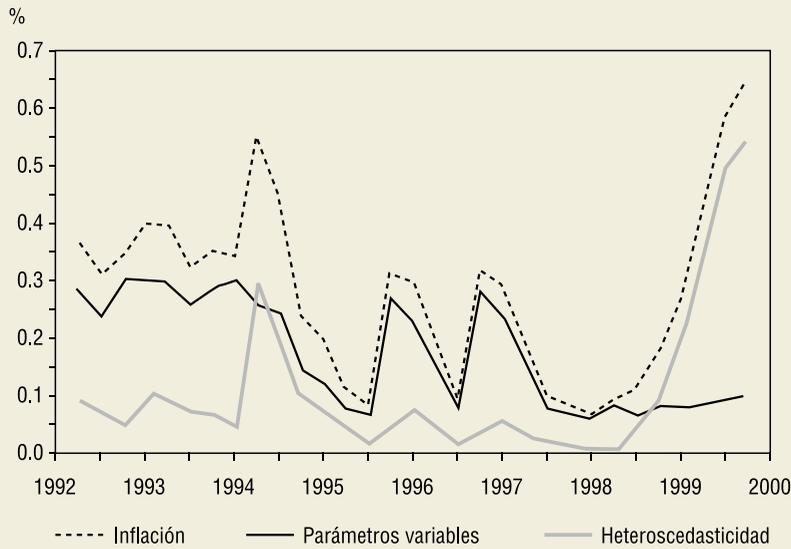
Chile: Coeficiente Suavizado de la Meta de Inflación (modelo 2)



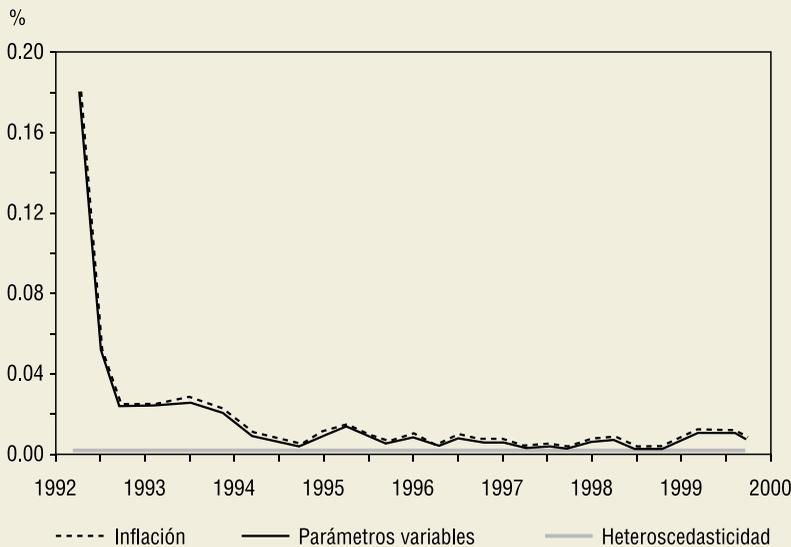
4. Estimación de Algunos Modelos Simples de Series de Tiempo

En este estudio se estimaron también varios modelos univariados de inflación basados en las técnicas de Box-Jenkins, sin pretender por ello hacer un análisis exhaustivo de todas las gamas posibles de modelos de inflación dentro de ese enfoque, ya que ello iría más allá del objetivo de esta investigación. El cuadro 4 presenta un conjunto de resultados seleccionados de las estimaciones realizadas. Los resultados se

Chile: Modelo de Inflación basada en la Curva de Phillips Descomposición de la Varianza de la Inflación



Chile: Modelo de Inflación de Pequeña Economía Abierta Descomposición de la Varianza de la Inflación



refieren a un modelo AR(1), un AR(2) y un AR(1) con función de transferencia. Los modelos son:

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 \pi_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \theta_1 z_t + \varepsilon_t, \quad (10)$$

variables los supera. Aun así, los modelos de series de tiempo superan al modelo de inflación de la economía pequeña y abierta.

El modelo AR(1) con función de transferencia supera tanto al modelo de curva de Phillips con parámetros variables como al modelo de la economía pequeña y abierta hasta la proyección de inflación correspondiente al tercer período fuera de

donde π_t se mide como la desviación de la inflación anual con respecto a la meta de inflación oficial preanunciada en las ecuaciones (8) y (9), y como la inflación anual en la ecuación (10); z_t es la meta de inflación oficial preanunciada. Se supone que z_t es exógeno.

Los modelos AR(1) y AR(2) presentan correlación serial en los primeros 8 rezagos, mientras que el modelo AR(1) con función de transferencia presenta correlación serial en los primeros 16 rezagos. Los modelos AR(1) y AR(2) tienen un R^2 bajo, en tanto que el modelo AR(1) con función de transferencia tiene un R^2 razonable (éste está obviamente sesgado al alza por la presencia de correlación serial en los residuos).

Sobre la base del coeficiente de desigualdad de Theil para la proyección correspondiente al primer período fuera de la muestra (*i.e.*, 1998:4), los modelos AR(1) y AR(2) superan a la segunda versión del modelo de curva de Phillips con parámetros variables y al modelo de la economía abierta y pequeña (el cuadro 5 contiene un resumen de los resultados de todas las proyecciones). No obstante, la calidad de los resultados relativos de los modelos AR(1) y AR(2) se deteriora rápidamente en los períodos posteriores, de modo que el modelo de curva de Phillips con parámetros

la muestra.²¹ Sigue siendo mejor que el modelo de la economía pequeña y abierta para la proyección de inflación correspondiente al cuarto período fuera de la muestra.

Si bien el modelo AR(1) con función de transferencia supera a los modelos AR(1) y AR(2) en el caso de las proyecciones de inflación a corto plazo, es probable que la calidad relativa de las proyecciones de inflación de los distintos modelos cambie cuando se incluyan datos del estado estable del régimen de política monetaria, ya que la varianza de la meta de inflación estará más acotada, es decir, disminuirá su contenido de información. Por otro lado, el Banco Central no sólo ha expresado su intención de mantener la inflación en el rango de 2 a 4% en forma permanente, sino que ha comenzado a producir informes cuatrimestrales de inflación con

proyecciones de hasta dos años. Será entonces relativamente más importante que el deterioro de las proyecciones de inflación fuera de la muestra no aumente mucho a medida que se añaden períodos a la proyección más allá de un año. Basándose en este criterio, para el mediano plazo, el modelo de curva de Phillips con parámetros variables y el modelo de la economía pequeña y abierta resultan, al parecer, relativamente superiores al modelo AR(1) con función de transferencia. Los pronósticos del modelo de la economía pequeña y abierta, presentan en realidad una estabilidad bastante notable en términos de sesgo y varianza de la inflación. La segunda versión del modelo de curva de Phillips con parámetros variables, por ser relativamente parsimoniosa, también ofrece buenos resultados.²² No obstante, al igual que el modelo AR(1) con función de transferencia, falta comprobar si el modelo de curva de Phillips con parámetros variables seguirá siendo la mejor especificación del proceso de inflación en Chile a partir del año 2001. Es posible que se requiera una estructura relativamente más completa.

V. CONCLUSIONES

El objetivo del presente estudio consiste en estimar y proyectar la inflación en Chile aplicando un marco de

²¹ Esto es consistente con numerosos estudios empíricos que muestran que los modelos parsimoniosos de series de tiempo son herramientas relativamente poderosas de proyección para plazos cortos.

²² En lo que se refiere a Estados Unidos, Stock y Watson (1999) han demostrado que una curva de Phillips convencional de modalidad independiente, generalmente, produce proyecciones más precisas que otras variables macroeconómicas, incluidas las tasas de interés, la oferta monetaria y las cotizaciones de los productos básicos. No obstante, resulta inferior a un modelo de curva Phillips generalizada basado en medidas de la actividad real que no incluyen el desempleo, tal como los índices basados en un gran número de indicadores económicos reales.

CUADRO 4

**Chile: Modelos de Series de Tiempo
(1990:1–1999:3)**

Modelo	Coeficientes			Tests de correlación serial			\bar{R}^2	Proyección 1998:4 1999:3	Desigualdad de Theil
	ϕ_1	ϕ_2	θ_1	Q(8)	Q(16)	QM(24)			
AR (1) $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$	0.1349 (0.0610)			18.13*	23.08	31.12	4.73	4.57 4.62 4.65 4.25	0.001 0.054 0.079 0.106
AR (2) $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$	0.1179 (0.0872)	0.0183 (0.0661)		18.43*	23.03	30.97	2.07	4.56 4.59 4.62 4.21	0.001 0.052 0.076 0.103
AR(1) con función de transferencia $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \theta_1 z_t + \varepsilon_t$	0.1599 (0.0620)		0.9620 (0.0189)	18.88*	25.08*	32.62	96.07	4.35 4.32 4.18 3.69	0.024 0.036 0.046 0.063

estado-espacio. Se estiman y utilizan dos modelos de inflación para formular una proyección de la inflación en Chile fuera del período muestral. El primer modelo es una curva de Phillips con parámetros variables que se estima en dos versiones; la primera, no incluye la meta de inflación oficial preanunciada y la segunda, sí lo hace. El segundo modelo es de forma reducida de una economía pequeña y abierta con meta de inflación. Los resultados de esas estimaciones se comparan con los de una serie de especificaciones univariadas simples de Box-Jenkins para el proceso de inflación en Chile. La muestra comprende el período 1990:1 hasta 1999:3, cuando el régimen de política monetaria entró en estado estable con una meta de inflación anual permanente correspondiente a un rango entre 2 y 4%. Los datos son trimestrales y han sido provistos por el Banco Central de Chile.

Los modelos que incluyen la meta de inflación oficial preanunciada son preferibles a los que no lo hacen. Aunque la inclusión de la meta de inflación oficial introduce correlación serial en los residuos, también reduce significativamente los errores de proyección.

Las proyecciones de inflación fuera de la muestra del modelo de inflación basado en la curva de Phillips con parámetros variables y que incluye la meta de

inflación oficial preanunciada son más favorables que las del modelo de la economía pequeña y abierta —que también incluye la meta de inflación oficial preanunciada. Sin embargo, los estadísticos de las proyecciones de inflación del modelo de la economía pequeña y abierta son relativamente más estables.

En cuanto se refiere al primer período de proyección fuera de la muestra, los modelos de inflación de Box-Jenkins tienden a superar el modelo de la curva de Phillips con parámetros variables, y que incluye la meta de inflación oficial preanunciada. No obstante, su superioridad relativa en la proyección de la inflación en Chile se deteriora rápidamente, a medida que se prolonga el tiempo de proyección fuera de la muestra.

El modelo AR(1) con función de transferencia supera al modelo de la curva de Phillips con parámetros variables y al modelo de la economía pequeña y abierta hasta el tercer período de proyección fuera de la muestra, y también supera al modelo de la economía pequeña y abierta hasta el cuarto período de proyección fuera de la muestra.

No obstante, cabe formular una advertencia. Es muy probable que la calidad relativa de las diversas proyecciones de inflación (las que permiten y las que no permiten cambios de régimen) se modifique a partir

CUADRO 5

Chile: Resumen de las Proyecciones de Inflación^a

	Curva de Phillips con PVT, versión 1	Curva de Phillips con PVT, versión 2	Economía abierta	AR (1)	AR (2)	AR(1) con función de transferencia
Proyecciones de inflación	5.34	4.71	4.77	4.57	4.56	4.35
	4.79	4.57	5.52	4.62	4.59	4.32
	4.28	4.15	4.61	4.65	4.62	4.18
	3.97	3.44	3.91	4.25	4.21	3.69
Coeficiente de desigualdad de Theil	0.078	0.015	0.022	0.001	0.001	0.024
	0.087	0.051	0.120	0.054	0.052	0.036
	0.084	0.054	0.120	0.079	0.076	0.046
Error de proyección porcentual de la media cuadrática	0.098	0.058	0.122	0.106	0.103	0.063
	0.169	0.031	0.045	0.001	0.001	0.047
	0.193	0.115	0.285	0.122	0.117	0.076
Error medio de proyección porcentual	0.184	0.119	0.275	0.182	0.176	0.100
	0.238	0.134	0.291	0.274	0.266	0.156
	0.169	0.031	0.045	0.001	-0.001	-0.047
	0.192	0.095	0.223	0.087	0.082	0.025
	0.183	0.106	0.233	0.146	0.140	0.062
	0.226	0.123	0.258	0.222	0.214	0.111

a. En el período 1998:4–1999:3, la inflación fue 4.57, 3.94, 3.68 y 2.93%.

del 2001, año en que el régimen de política monetaria ha llegado a su estado estable. La varianza de la inflación probablemente dependerá entonces de las perturbaciones de los términos de intercambio, de las perturbaciones de la productividad, de la situación fiscal, del tipo de cambio y de otros factores similares; en cambio, la varianza de la meta de inflación estará más acotada, y no podrá, *ceteris paribus*, explicar tanto de la inflación realizada. Habrá entonces que reevaluar las proyecciones de inflación de los modelos, prestando especial atención a que no se deteriore rápidamente la calidad de las proyecciones de mediano plazo. En ese caso, es probable que se requieran modelos menos parsimoniosos que los modelos univariados de series de tiempo a la Box-Jenkins.

REFERENCIAS

- Akerlof, G. y J. Yellin (1986). *Efficiency Wage Models of the Labor Market*. New York: Cambridge University Press.
- Blinder, A. S. (1999). *Central Banking in Theory and Practice*. The MIT Press: Cambridge, Massachusetts; Londres, Inglaterra.
- Brunner, K., A. Cuckierman y A. Meltzer (1983). "Money and Economic Activity: Inventories and Business Cycles." *Journal of Monetary Economics* 11: 281-319.
- Burmeister, E., K. D. Wall y J. Hamilton (1986) "Estimation of Unobserved Expected Monthly Inflation Using Kalman Filtering." *Journal of Business and Economic Statistics* 4: 147-60.
- Clark, P. K. (1987). "The Cyclical Component of U.S. Economic Activity." *Quarterly Journal of Economics* 102: 797-814.
- Clark, P., D. Laxton y D. Rose (1995). "Asymmetry in the U.S. Output-Inflation Nexus: Issues and Evidence." Documento de Trabajo N° 76, Fondo Monetario Internacional.
- Collins, S. y F. Nadal De Simone (1996). "Selected Policy Issues under Inflation Targeting in a Small Open Economy." Capítulo 13, 12ª Conferencia de Bancos Centrales de la Cuenca del Pacífico, Monetary Authority of Singapore, Singapur.
- Diebold, F. X. y G. D. Rudebusch (1996). "Measuring Business Cycles: A Modern Perspective." *Review of Economics and Statistics* 78: 67-77.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg y J. Stock (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root." *Econometrica* 64: 813-36.
- Frankel, J. (1991). "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s." En *National Saving and Economic Performance*, editado por B. D. Berheim y J. B. Shoven (The University of Chicago Press).
- García, R. y P. Perron (1996). "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shift." *Review of Economics and Statistics* 78: 111-25.
- Granger, C. (2000). "Thick Modeling." Documento presentado en un seminario del Departamento de Estudios del Fondo Monetario Internacional, abril.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press: Princeton, Nueva Jersey.
- Kim, C.-J. y C. R. Nelson (1989). "The Time-Varying Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis." *Journal of Business and Economic Statistics* 7: 433-40.
- Kim, C.-J. (1993a). "Unobserved-Component Time Series Models with Markov-Switching Heteroskedasticity: Changes in Regime and the Link Between Inflation and Inflation Uncertainty." *Journal of Business and Economic Statistics* 11: 341-49.
- Kim, C.-J. (1993b). "Sources of Monetary Growth Uncertainty and Economic Activity: The Time-Varying Parameter Model with Heteroskedastic Disturbances." *Review of Economic and Statistics* 75: 483-92.
- Kim, C.-J. (1994). "Dynamic Linear Models with Markov-Switching." *Journal of Econometrics* 60: 1-22.
- Lucas, R. E. Jr. (1973). "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs." *American Economic Review* 63: 326-34.
- McCallum, B. T. (1989). *Monetary Economics. Theory and Practice*. Macmillan Publishing Company: Nueva York, EE.UU..
- McCallum, B. T. (1999). "Issues in the Design of Monetary Policy Rules." NBER Working Paper N° 6016.
- McCallum, B. T. y E. Nelson (1997). "An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis." NBER Working Paper N° 5875.
- McCallum, B. T. y E. Nelson (1999). "Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semi-classical Structural Model." En *Monetary Policy Rules*, editado por J. B. Taylor. University of Chicago Press: National Bureau of Economic Research.
- Morandé, F. y K. Schmidt-Hebbel (2000). "Monetary Policy and Inflation Targeting in Chile." *Inflation Targeting in Practice: Strategic and Operational Issues and Application to Emerging Market Economies*. Editado por M. I. Blejer, A. Ize, A. M. Leone y S. Werlang. Fondo Monetario Internacional.
- Nadal De Simone, F. (2001). "Inflation Targeting in a Small Open Economy: The Behaviour of Price Variables." *New Zealand Economic Papers* 35: 101-42.

- Obstfeld, M. y K. Rogoff. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press.
- Perron, P. (1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables." *Journal of Econometrics* 80: 355–85.
- Razzak, W. (1995). "The Inflation-Output Tradeoff: Is the Phillips Curve Symmetric? Evidence from New Zealand." Discussion Paper 7, Reserve Bank of New Zealand.
- Rothenberg, T. J.(1971). "Identification in Parametric Models." *Econometrica* 39: 577–91.
- Stock, J. H. y M. W. Watson (1991). "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators." *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*. Editado por K. Lahiri y G. H. Moore. Cambridge University Press: Cambridge.
- Stock, J. H. y M. W. Watson (1999). "Forecasting Inflation." NBER Working Paper N° 7023.
- Svensson, L.(1997). "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets." *European Economic Review* 41: 1111–46.
- Turnovsky, S. (1997). *Methods of Macroeconomic Dynamics*. The MIT Press: Cambridge, Massachusetts; Londres, Inglaterra.
- Wong, Ka-Fu (2000). "Variability in the Effects of Monetary Policy on Economic Activity." *Journal of Money, Credit, and Banking* 32: 179–98.

APÉNDICE A

MODELOS DE ESTADO-ESPACIO

Los modelos de estado-espacio se componen de dos ecuaciones: una ecuación de medición (o de producto) y una ecuación de estado (o transición). La ecuación de medición establece una relación entre el conjunto de variables observadas y el conjunto de variables de estado no observadas. La ecuación de estado describe la dinámica de las variables de estado.

Las siguientes cinco ecuaciones describen lo que se puede denominar un modelo representativo de estado-espacio:

$$y_t = H_t \beta_t + A z_t + e_t, \quad (A1)$$

$$\beta_t = \mu + F \beta_{t-1} + v_t, \quad (A2)$$

$$e_t \approx N(0, R), \quad (A3)$$

$$v_t \approx N(0, Q), \quad (A4)$$

$$E(e_t, v_s) = 0, \quad (A5)$$

siendo y_t un vector $n \times 1$ de las variables observadas en el período t , β_t un vector $k \times 1$ de las variables de estado no observadas, H_t una matriz $n \times k$ que vincula el vector observado y_t y el vector no observado β_t , A una matriz $n \times r$ de parámetros, z_t un vector $r \times 1$ de variables exógenas o variables observadas predeterminadas, y v_t vectores $k \times 1$ de constantes y procesos de ruido blanco, respectivamente, y F una matriz $k \times k$ de parámetros. Las ecuaciones (A1) y (A2) son las ecuaciones de medición y de estado, respectivamente. Las ecuaciones (A3) – (A5) establecen que las secuencias e_t y v_t siguen procesos normales con medias iguales a cero y con varianzas R y Q , respectivamente, y no están correlacionadas. Obsérvese que los elementos de la matriz H_t pueden ser, o bien

un conjunto de parámetros constantes, o bien datos sobre variables exógenas. En el primer caso, la ecuación (A1) forma parte de un modelo de componentes no observados; en el segundo, la ecuación (A1) es parte de un modelo con parámetros variables.

Los modelos de estado-espacio tienen muchas aplicaciones. Se han utilizado para estimar variables no observadas como la inflación esperada (Burmeister *et al.*, 1986), la tasa de interés real *ex ante* (García y Perron, 1996) y el factor común de las variables macroeconómicas principales que se denomina ciclo económico (Stock y Watson, 1991). Por otra parte, los modelos de estado-espacio se han aplicado a la estimación de modelos de parámetros variables (Kim y Nelson, 1989), que nos proporcionan información sobre la forma en que los agentes económicos racionales actualizan sus estimaciones de los coeficientes del modelo en un sentido bayesiano al aparecer nueva información en un entorno de incertidumbre, sobre todo, en regímenes de política cambiantes. Por último, los modelos de estado-espacio se han combinado con modelos markovianos del ciclo económico para tener en cuenta no sólo el hecho de que los agentes económicos reciben información sobre el estado de la economía y los coeficientes del modelo en el curso del tiempo, sino también que los procesos económicos tal vez no sean simétricos, por ejemplo, durante el ciclo económico, o que existe incertidumbre debido a la presencia de heteroscedasticidad en las perturbaciones aleatorias (Diebold y Rudebusch, 1996).¹ En este caso, los cambios en la varianza condicional del error de proyección se consideran, en parte, un resultado de los cambios endógenos de régimen que sufre la estructura de la varianza.

La ecuación (A3) del modelo representativo de estado-espacio (A1) – (A5) puede modificarse a fin de incorporar las variaciones en la incertidumbre generadas por los cambios en la varianza de las perturbaciones aleatorias futuras. Al considerar la heteroscedasticidad del desplazamiento de Markov en el término de perturbación e_t , se supone que parte de las variaciones que sufre la varianza condicional del error de proyección se derivan de cambios endógenos de régimen que sufre la estructura de la varianza.² Un modelo de estado-espacio con desplazamiento de Markov puede representarse

¹ Hasta hace poco tiempo, no era posible abordar el problema de la estimación de estado-espacio al mismo tiempo que se abordaba el problema de la estimación del cambio de régimen. Sin embargo, el algoritmo correspondiente a la estimación aproximada de máxima verosimilitud desarrollado por Kim (1993a, 1993b, 1994) ha vuelto operacional una amplia gama de modelos de estado-espacio con cambio de regímenes.

² Una diferencia importante entre ARCH y la heteroscedasticidad del modelo markoviano radica en que, mientras en el primero la varianza incondicional es constante, en el segundo la varianza incondicional está sujeta a cambios estructurales.

mediante la sustitución de la ecuación (A3') en el modelo (A1) – (A5) por la siguiente:

$$e_t \approx N(0, \sigma_{e,S_t}^2), \quad (\text{A3}')$$

de modo que

$$\sigma_{e,S_t}^2 = \sigma_0^2 + (\sigma_1^2 - \sigma_0^2) S_t \quad \sigma_1^2 > \sigma_0^2, \quad (\text{A6})$$

$$\Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p_{11}, \quad (\text{A7a})$$

$$\Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = p_{00}. \quad (\text{A7b})$$

La varianza del término de error e_t es una variable discreta S_t cuya evolución depende únicamente de S_{t-1} , es decir, S_t sigue un proceso de Markov de primer orden. El proceso es de dos estados con probabilidades de transición descritas por las ecuaciones (A7a) y (A7b).

APÉNDICE B

MODELO DE LA BRECHA DE PRODUCCIÓN

Siguiendo a Clark (1987), la brecha de producción se estima en este estudio modelando el producto como la suma de dos componentes independientes no observados, una tendencia lineal local y un proceso autorregresivo de segundo orden. Supóngase que:

$$y_t = T_t + X_t, \quad (B1)$$

$$T_t = T_{t-1} + g_t + h_t, \quad (B2)$$

$$g_t = g_{t-1} + w_t, \quad (B2')$$

$$X_t = \theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + l_t, \quad (B3)$$

$$h_t \approx N(0, \sigma_h^2), \quad (B4)$$

$$w_t \approx N(0, \sigma_w^2), \quad (B5)$$

$$l_t \approx N(0, \sigma_l^2), \quad (B6)$$

siendo y_t el PIB real, y T_t y X_t su tendencia estocástica y su componente cíclico, respectivamente. La tendencia estocástica se modela como una tendencia lineal local con un término de desplazamiento g_t que se incluye con el fin de recoger variaciones en la “productividad” chilena en el período muestral.³ El modelo de tendencia lineal local es interesante, porque en él no sólo se describe la tendencia T_t como un proceso de camino aleatorio, sino que también se supone que *las variaciones de la tendencia* seguirán un camino aleatorio y un proceso de ruido blanco. El componente cíclico del producto se modela como un proceso autorregresivo estacionario de segundo orden.⁴ Las variables h_t , w_t , y l_t son procesos

³ Esta medida de variaciones en la “productividad” incluye cambios en la dotación de factores.

⁴ El modelo de Lucas tiene un proceso AR(1) para el componente cíclico del producto. En cambio, en el presente estudio, el proceso de generación de datos del componente cíclico del producto se describe mediante un proceso AR(2). Al igual que en el caso de Lucas, se supone un proceso estacionario.

CUADRO B1

Chile: Estimación de los Parámetros del Modelo de Componentes no Observados del PIB Real (1986:1–1999:3)

Variables	Estimaciones	Errores estándar
σ_h	0.0119	0.0033
σ_l	0.0089	0.0035
θ_1	1.4468	0.0111
θ_2	-0.5233	0.0079
Logaritmo de la función de verosimilitud	95.0212	
Estadístico Q de los errores de proyección estandarizados		Estadístico de Kolmogorov-Smirnov de los errores estandarizados (K-S)
Q(8) = 9.73 Q(16) = 16.19 Q(24) = 25.05 Q(32) = 41.94		N.º de observaciones = 32 Límite de rechazo (10%) = 0.2157 K-S = 0.0999
Estadístico Q de los errores de proyección estandarizados cuadráticos		Estadístico de Kolmogorov-Smirnov de los errores estandarizados cuadráticos (K-S)
Q(8) = 9.79 Q(16) = 16.47 Q(24) = 25.29 Q(32) = 42.45		N.º de observaciones = 32 Límite de rechazo (10%) = 0.2157 K-S = 0.0991

independientes de media cero y varianza constante, σ_h^2 , σ_w^2 y σ_l^2 , respectivamente, tal como los que se describen en las ecuaciones (B4) – (B6).

El modelo se estima para el período muestral 1986:1–1999:3. La representación de estado-espacio del modelo de los componentes estimados no observados del producto es la siguiente:

$$y_t = [1 \ 1 \ 0 \ 0] \begin{bmatrix} T_t \\ X_t \\ X_{t-1} \\ g_t \end{bmatrix}, \quad (B7)$$

$$\begin{bmatrix} T_t \\ X_t \\ X_{t-1} \\ g_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \theta_1 & \theta_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ X_{t-1} \\ X_{t-2} \\ g_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} h_t \\ l_t \\ 0 \\ w_t \end{bmatrix}. \quad (B8)$$

Una vez que el modelo se encuentra en su forma de estado-espacio, puede estimarse utilizando el filtro

GRÁFICO B1

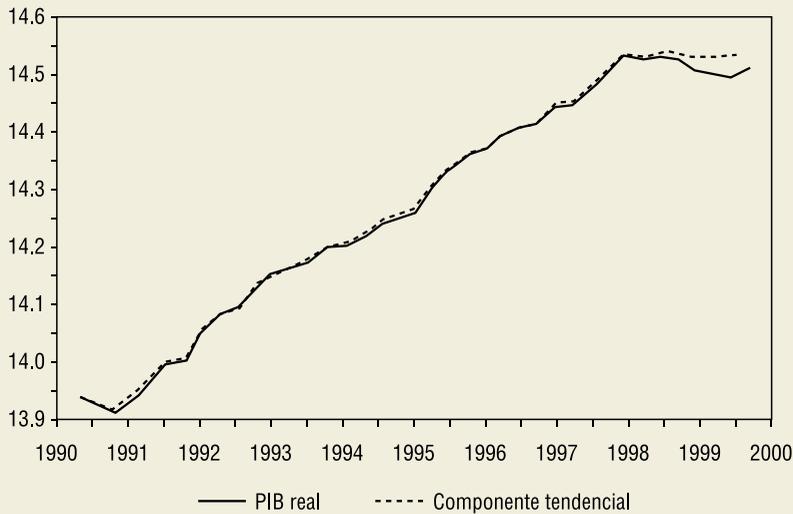
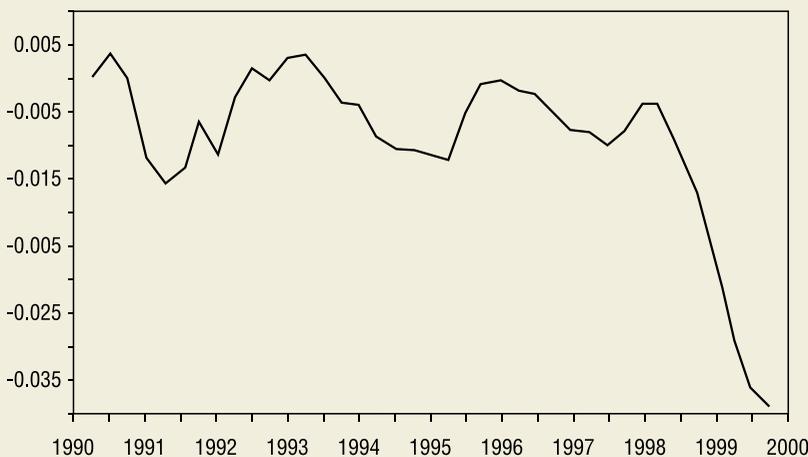
Chile: PIB Real
y Componente Tendencial

GRÁFICO B2

Chile: Componente Cíclico del PIB Real



de Kalman.⁵ En el cuadro B1 se indican las varianzas estimadas σ_h^2 y σ_l^2 , así como los parámetros fijos del proceso autorregresivo de segundo orden que se ha supuesto para el componente cíclico del PIB real, es decir, θ_1 y θ_2 . La estimación se restringió de modo que las raíces de la ecuación característica del proceso $\theta(L)X_t$ se encuentren fuera del círculo unitario y que las varianzas σ_h^2 y σ_l^2 sean cifras positivas. Todos los parámetros son significativos a los niveles habituales. Los tests de la estadística Q de correlación serial, así como el test del periodograma

de Kolmogorov-Smirnov correspondiente a los errores de proyección estandarizados y a los errores de proyección cuadráticos estandarizados, no pueden rechazar la hipótesis nula de ruido blanco.

Los gráficos B1, B2 y B3 presentan el logaritmo del PIB real con el componente de tendencia estocástica, el cíclico y el de crecimiento de la productividad, respectivamente.⁶ Al parecer, el perfil del componente cíclico concuerda con la descripción típica de los ciclos económicos chilenos de los años noventa.⁷ El modelo parece captar razonablemente la varianza del producto real en Chile durante el período muestral. Cabe señalar tres puntos. Primero, en los años noventa, el área comprendida por la parte negativa del componente cíclico del producto fue mayor que el área comprendida por la parte positiva. Ello concuerda con el descenso constante de la inflación que las autoridades monetarias trataban de obtener, y que consiguieron, en ese período. Segundo, el componente cíclico del producto parece haber llegado a su punto máximo en 1998:1, es decir, antes de la aplicación de una política monetaria contractiva en el segundo semestre de 1998. Tercero, el aumento promedio de la

⁵ Una descripción completa del filtro de Kalman se encuentra en Hamilton (1994).

⁶ Las primeras 16 observaciones muestrales se utilizaron con el fin de eliminar la influencia de las "conjeturas sin fundamento" formuladas con respecto a las variables de estado no estacionarias β_{00} (valores iniciales). Se asignaron valores elevados a los elementos de la diagonal de la matriz de covarianzas de $\beta_1(P_{00})$, a fin de que la mayor parte de la ponderación en la ecuación de actualización recaiga sobre la nueva información contenida en el error de proyección.

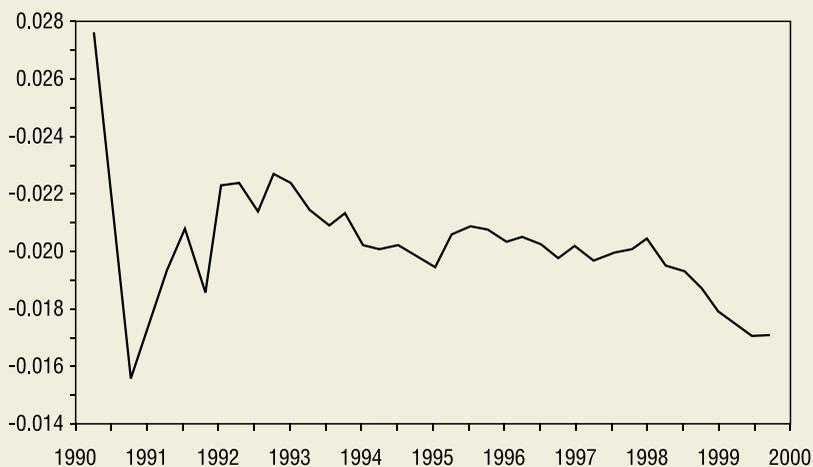
⁷ La suma de los parámetros del proceso autorregresivo es 0.92. Esto significa que la duración promedio de los shocks al ciclo es de 3.3 años. Esto es un valor razonable para Chile, y se encuentra dentro del ciclo corto de entre 2 y 4 años, del que habla el NBER en su clasificación de los ciclos económicos.

productividad⁸ parece haber descendido constantemente, pasando de una tasa promedio de aumento trimestral de 2.12% en el período 1992–1994 a 2.05% en el período 1995–1996, a 2.0% en 1997 y a 1.9% en 1998. Esta tendencia parece congruente con la opinión de algunos observadores que afirman que el aumento potencial del producto en la economía chilena durante la presente década tal vez no alcance los niveles registrados en los años noventa, al llegar a su fin los beneficios derivados de las reformas estructurales aplicadas. Sin embargo, las recientes medidas de política, encaminadas a ampliar y profundizar los mercados internos de capitales y del dinero, a liberalizar completamente la cuenta

⁸ Como se menciona en el apéndice B, el aumento de la productividad incluye variaciones en la dotación de factores.

GRÁFICO B3

Chile: Componente de Crecimiento de Productividad del PIB Real



de capital, a continuar la liberalización unilateral del comercio y las reformas educativas, podrían invertir esa tendencia descendente. En todo caso, el aspecto que cabe destacar es que la productividad es un factor importante para la proyección de la inflación en Chile.

APÉNDICE C

MODELO DE UNA ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA CON META DE INFLACIÓN

En esta sección se examina brevemente el modelo lineal con expectativas racionales para una economía pequeña y abierta con rigidez nominal en el mercado de bienes, cuyas variables de estado se usan en la estimación de la sección III del texto. La principal característica del modelo es que puede reproducir, *en un régimen con meta de agregados monetarios*, las tres regularidades empíricas básicas del período de flotación del tipo de cambio posterior a 1971. Dichas regularidades son: 1) los tipos de cambio responden más rápidamente ante las perturbaciones que los niveles de precios nacionales; 2) el componente aleatorio puro de las fluctuaciones de los tipos de cambio es mayor que el componente aleatorio puro de las fluctuaciones de los niveles de precios nacionales, y 3) los precios relativos de los bienes extranjeros presentan un alto grado de persistencia. El modelo se adapta a un *régimen con meta de inflación*, modelando consecuentemente la regla de política de la autoridad monetaria.

Supóngase una economía pequeña y abierta que produce un bien. Parte de esa producción se exporta. La economía también importa y consume bienes extranjeros. El precio de los bienes nacionales (p_t) se determina principalmente mediante fuerzas internas, mientras que el precio de los bienes extranjeros (p_t^*) se determina en los mercados mundiales. Con todas las variables, salvo las tasas de interés, expresadas en logaritmos, el modelo es el siguiente:

$$y_t^d = a_0 - a_1 r_t + a_2 q_t + a_3 y_t^* + a_4 d_t + \nu \tau, \quad (C1)$$

$$r_t = r_t^* + \alpha E_t(q_{t+1} - q_t), \quad (C2)$$

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t, \quad (C3)$$

$$y_t^s = T_t + \xi(p_t - E_{t-1} \bar{p}_t) + u_t, \quad (C4)$$

$$P_t = \alpha p_t + (1 - \alpha)(f_t + p_t^*), \quad (C5)$$

$$m_t - P_t = b_0 + b_1 y_t - b_2 i_t + \chi_t, \quad (C6)$$

$$i_t = i_t^* + E_t(f_{t+1} - f_t) + \rho, \quad (C7)$$

$$i_t^* = r_t^* + E_t(p_{t+1}^* - p_t^*), \quad (C8)$$

siendo y_t^d la demanda del producto, r_t la tasa de interés real interna, q_t el tipo de cambio real, y_t^* el producto extranjero, d_t una medida del impulso fiscal, α una

perturbación de la demanda del producto, r_t^* la tasa de interés real externa, f_t el tipo de cambio nominal, p_t^* el precio del producto extranjero, p_t el precio de los bienes nacionales, y_t^s la oferta de producto interno, T_t el producto potencial, u_t una perturbación de la oferta del producto, P_t el nivel general de precios medido en función del índice de precios al consumidor (IPC), α la proporción de bienes nacionales en el IPC, m_t una medida amplia de la masa monetaria, i_t la tasa de interés nominal, i_t^* la tasa de interés nominal extranjera, ρ una medida de la prima de riesgo país, y χ_t una perturbación de la demanda de dinero.

La ecuación (C1) es una curva IS estándar correspondiente a una pequeña economía abierta.⁹ La ecuación (C2) supone una paridad de interés real, congruente con los datos empíricos (Obstfeld y Rogoff, 1996).¹⁰ El término α se necesita en la ecuación (C2) para que las tasas de rentabilidad de los activos nacionales y extranjeros se midan en las mismas unidades. La tasa de rentabilidad de los activos internos, o la tasa de interés real nacional r_t , se mide en función de una canasta de bienes que incluye bienes extranjeros y nacionales. En cambio, la tasa de interés extranjera r_t^* se mide utilizando una canasta de bienes que incluye únicamente bienes extranjeros.¹¹ Las ecuaciones (C1) y (C2) implican que la cuenta corriente —que no se modela explícitamente— es una función de q_t e y_t^* , lo cual hace que el saldo de la cuenta corriente sea congruente con el equilibrio tanto en el mercado de bienes nacionales como en el mercado de activos. La ecuación (C3) define el tipo de cambio real. El comportamiento de la oferta agregada se expresa mediante la ecuación (C4), que incluye la hipótesis de la “tasa natural” (véase también la ecuación C9). La ecuación (C5) define el nivel general de precios

⁹ McCallum y Nelson (1997) demuestran que la ecuación IS estándar requiere la adición del ingreso futuro previsto para ser congruente con un modelo de optimización plena. Dado el procedimiento econométrico utilizado para estimar y proyectar la inflación en el presente documento, el uso de la ecuación IS estándar es inocuo.

¹⁰ Frankel (1991) observó que en el período de flotación del tipo de cambio —tras la liberalización de las transacciones en la cuenta de capital— las diferenciales de tasas de interés reales han mantenido una elevada correlación con las variaciones del tipo de cambio real, o el “riesgo cambiario” en su terminología.

¹¹ Técnicamente, esto puede observarse tomando las expectativas de la ecuación (C5), y utilizando la expresión para reemplazar el término $E_t(P_{t+1} - P_t)$ en una ecuación del efecto de Fisher (C7), pero aplicándola al país de origen.

en función de los precios de los bienes nacionales y extranjeros. La ecuación (C6) describe la demanda de dinero. La ecuación (C7) representa la paridad de interés no cubierta y la ecuación (C8) corresponde al efecto de Fisher. Las expectativas son racionales, y el conjunto de información correspondiente al período t es común para todos los participantes en el mercado y el banco central. El producto potencial (T_t) sigue un camino aleatorio con un desplazamiento, o término de aumento de la productividad. Del mismo modo, el producto potencial extranjero sigue un camino aleatorio con un desplazamiento, o término de aumento de la productividad. Los procesos estocásticos supuestos para el producto interno y externo son suficientes para que el modelo represente la tercera regularidad observada en los datos sobre el tipo de cambio durante el período de flotación mencionado anteriormente.

Siguiendo a McCallum (1989), la “rigidez de los precios” se introduce simplemente suponiendo que los precios de los bienes nacionales se fijan al valor (\bar{p}_t), que debe corresponder al nivel de equilibrio esperado en el período t , dada la información disponible en el período ($t-1$),

$$p_t = E_{t-1} \bar{p}_t. \quad (C9)$$

Por consiguiente, p_t es el precio que regiría en el mercado de bienes de no presentarse perturbaciones imprevistas. La ecuación (C9) se basa en la idea de que los participantes en el mercado consideran óptimo fijar de antemano los precios al nivel de equilibrio previsto para el período siguiente.¹² No obstante, las perturbaciones imprevistas de la demanda y la oferta harán que el producto efectivo en el período t difiera

de los valores previstos. Como resultado, el producto correspondiente al período actual viene determinado por la demanda, dado el precio fijado de antemano para el período actual por los productores, basándose en la información que tienen a su disposición al cierre del período anterior.¹³ Esta formulación permite una rigidez temporal de los precios de los bienes nacionales y, al mismo tiempo, un ajuste pleno de los precios en períodos posteriores. Por consiguiente, el modelo recogerá las dos primeras regularidades que se observan en los datos durante el período de flotación.

Las ecuaciones (C1)–(C9) constituyen el *modelo básico*. Nadal De Simone (2001) examina la solución de estado estable y la solución estocástica para el modelo básico en dos regímenes monetarios. El primer régimen es el de metas de agregados monetarios y supone que la masa monetaria m_t sigue una regla de Friedman para el proceso estocástico. El segundo régimen es el de metas de inflación. Una característica importante del modelo es que, en regímenes de metas de agregados monetarios, las simulaciones indican que el modelo efectivamente replica las tres regularidades observadas en el comportamiento de los tipos de cambio durante el período de flotación posterior a 1971.¹⁴

Cuando el modelo básico se aplica a una economía con metas de inflación se requiere una especificación de la función de reacción de la autoridad monetaria. La forma elegida para esta función de reacción de la política es la representación estándar que sugiere McCallum (1999), adaptándola para recoger el hecho de que el instrumento de operación del Banco Central de Chile era una tasa de interés real durante el período muestral,

$$r_t = r_{t-1} - \lambda [E_t (P_{t+1} - P_t) - c_t]. \quad (C10)$$

El segundo término de (C10) mide las desviaciones previstas de la tasa de inflación con respecto a la meta (c_t).¹⁵ En particular, la tasa de interés real se ajusta al alza cuando la inflación prevista supera la meta de inflación c_t , y el coeficiente de reacción λ mide la fuerza del ajuste. El segundo término de (C10) corresponde al logaritmo de la función de pérdidas del banco central con metas de inflación (ecuación 2.10 en Svensson, 1997). Dadas las expectativas del público, regímenes de metas de inflación implican regímenes de *metas de proyección de inflación*. Por último, la ecuación (C6) es superflua en la medida en que m_t no forma parte del miembro derecho de ninguna

¹² Cabe suponer que este supuesto se justifica por la existencia de costos de menú o, en un sentido más general, por los costos de recopilar y procesar información (Brunner et al., 1983).

¹³ Esto significa que la solución analítica del modelo dependerá de las variables de estado del último período. Ello concuerda con McCallum y Nelson (1999), quienes sostienen que la autoridad monetaria y/o los agentes normalmente no saben cuál será el valor realizado de las variables contemporáneas cuando toman sus decisiones. Ello resulta particularmente importante en el caso del producto potencial.

¹⁴ Desafortunadamente, a menudo los modelos simulados en la literatura carecen de una o más de las características mencionadas (e.g., Svensson, 1997).

¹⁵ Por sencillez analítica, sólo se consideran proyecciones para el período subsiguiente. De hecho, la autoridad monetaria considera las desviaciones previstas con respecto a la meta de inflación para un cierto número de períodos, por ejemplo, de uno a tres años.

ecuación del sistema. No obstante, la ecuación (C6) se usa porque determina el comportamiento de la masa monetaria que es compatible con la función de reacción de la política (C10).

En base a Nadal De Simone (2001), las variaciones de los precios internos son una función de las siguientes variables de estado:

$$\pi_t = F(g_t, g_t^*, r_t^*, p_t^*, d_t, f_t, c_t) + \tau_t, \quad (C11)$$

donde la perturbación de IS (v_t), la perturbación de la oferta del producto (u_t) y la perturbación de la demanda de dinero (χ_t) se encuentran incluidas en el término de error (τ_t); la prima de riesgo país ρ_t se mide como parte del costo global que representa el financiamiento para la economía chilena (r_t^*). La meta de inflación oficial anunciada de antemano (c_t) se añade al modelo básico; se supone que éste es un proceso estacionario exógeno.