

RÉGIMEN DE METAS DE INFLACIÓN Y CREDIBILIDAD DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE*

Luis F. Céspedes C.**
Claudio Soto G.***

I. INTRODUCCIÓN

Tras una larga historia de inflación alta y volátil, a comienzos de los años noventa el Banco Central de Chile (BCCCh) empezó a implementar su política monetaria anunciando metas anuales para la inflación. Aun cuando el BCCCh continuó estableciendo objetivos explícitos para el tipo de cambio nominal (banda cambiaria), este nuevo esquema constituyó un primer paso hacia la adopción de un régimen puro de metas de inflación (MI). Un año antes de que la primera meta para la inflación fuese anunciada en 1990, el Banco Central obtuvo la plena autonomía a través de una ley especial que estableció como objetivo primordial para la política monetaria la estabilidad de precios.

Algunos autores han argumentado que al aumentar la credibilidad de la política monetaria, este nuevo arreglo institucional ha contribuido de manera fundamental a reducir la inflación a sus niveles actuales en torno a 3% (Corbo, 1998; Morandé, 2002; Schmidt-Hebbel y Werner, 2002).¹ En términos concretos, la credibilidad de la política monetaria afecta la dinámica del ajuste de precios y, en general, el proceso subyacente que determina la inflación. Esta también determina los *tradeoff* que enfrenta la autoridad monetaria cuando implementa su política. En particular, una autoridad que es más creíble debería enfrentar un mejor *tradeoff* entre la estabilización del producto y la inflación, haciendo menos costosos los procesos de estabilización.

En este artículo, entregamos nueva evidencia respecto de los cambios en la dinámica de la inflación en Chile en años recientes. Basados en la curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos, mostramos que la rigidez de precios ha aumentado en el último tiempo, mientras

que el grado de indexación a la inflación pasada ha decrecido. También mostramos que el traspaso de variaciones del tipo de cambio a la inflación de bienes transables ha caído. Nuestros resultados son coherentes con la idea de que la credibilidad de la política monetaria ha aumentado a través del tiempo. Argumentamos que, en la medida en que la política monetaria se ha vuelto más creíble, el proceso de ajustes de precios —que es costoso— se ha vuelto menos frecuente, y que la prevalencia de la indexación a la inflación pasada ha decrecido.

Estos cambios en el proceso inflacionario, producidos por la mayor credibilidad de la política monetaria, pueden haber tenido implicancias importantes en la forma como esta se implementa en Chile. Tal como mostramos en Céspedes y Soto (2005), cuando la credibilidad es baja, un banco central preocupado de la razón de sacrificio durante un proceso de desinflación puede ser menos agresivo al momento de implementar su política monetaria como forma de evitar grandes pérdidas de producto. A medida que gana credibilidad, el banco central puede combatir las desviaciones de la inflación de la meta con más rigor.

Este artículo presenta evidencia de un quiebre estructural en la regla de política que caracteriza la conducción de la política monetaria en Chile. Nuestra evidencia es coherente con la idea de que en años recientes la política monetaria ha venido operando en un ambiente de mayor credibilidad. Mostramos que la regla de política mira más hacia adelante y es más agresiva al momento de

* Agradecemos los valiosos comentarios de Douglas Laxton, Felipe Morandé y Carl Walsh, así como también la eficiente colaboración de Marcelo Ochoa. Las visiones en este artículo no necesariamente representan las del Ministerio de Hacienda o del Banco Central de Chile. Todos los errores remanentes son nuestros.

** Ministerio de Hacienda.

*** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile.

¹ Otros posibles factores en el éxito del proceso desinflacionario en Chile son shocks favorables de productividad en el período analizado. Ver, por ejemplo, De Gregorio (2003).

enfrentar desviaciones de la inflación respecto de su meta.

El artículo se organiza como sigue: La siguiente sección describe brevemente las diferentes fases del régimen de política monetaria en Chile desde que el Banco Central obtuvo su independencia, con énfasis en las dos fases del régimen de metas de inflación adoptado en 1991. En la sección II, discutimos el concepto de credibilidad y presentamos evidencia preliminar de cambios en el grado de credibilidad del BCCh. En la sección III mostramos cómo este cambio en el grado de credibilidad parece haber afectado la forma en que se determinan los precios y el grado de prevalencia de la indexación a la inflación pasada. La sección IV presenta estimaciones de la regla de política para diferentes subperíodos, y la sección V concluye.

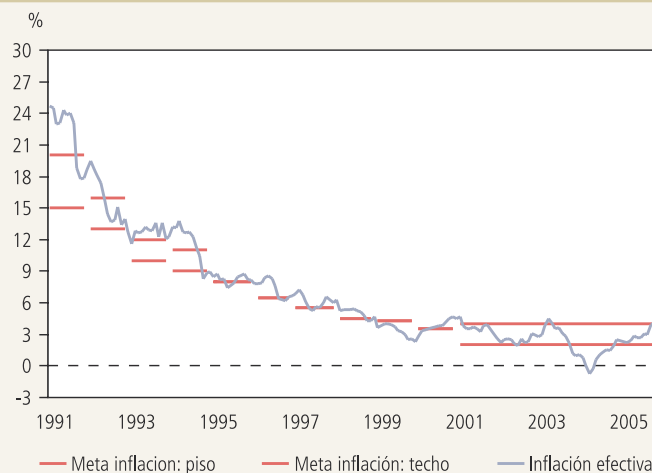
II. EVOLUCIÓN DEL RÉGIMEN DE METAS DE INFLACIÓN EN CHILE

En el período 1991–2005, la economía chilena creció a un promedio anual de 5.7%. La inflación cayó desde alrededor de 30% a comienzos de los noventa hasta valores cercanos a 3% hacia finales de la década. Desde entonces ha fluctuado en torno a esa cifra (ver gráfico 1). Durante ese período, el BCCh comenzó a anunciar metas explícitas para la inflación, una práctica señalada como clave para proveer de una guía clara y precisa para la conducción de la política monetaria.² Sin embargo, el marco general de la política monetaria sufrió importantes cambios a lo largo de los años. En una primera fase (1991–99), el marco de la política macroeconómica incluía no solo metas para la inflación sino también una banda para el tipo de cambio y objetivos (no explícitos) para la cuenta corriente. En la segunda fase (2000 a la fecha), el Banco Central implementó lo que puede considerarse un régimen de metas de inflación puro, en el cual la inflación es el principal objetivo para la política monetaria, y no hay otros objetivos explícitos.

El Banco Central anunció por primera vez una meta para la inflación en septiembre de 1990, después de que le fuera concedida su autonomía en 1989. La meta inicial, un rango de 15–20% anual a diciembre

GRÁFICO 1

Chile 1991 – 2005: Inflación Efectiva y Rango Meta para la Inflación



Fuente: Elaboración propia en base a cifras del Banco Central.

de 1991, fue definida para la inflación del IPC para un horizonte relativamente corto de tiempo, y representó una importante señal del compromiso del Banco Central con la reducción de la inflación. El corto horizonte para la meta respondió a la necesidad de generar credibilidad para el nuevo régimen. Hasta entonces, tasas de inflación altas y volátiles habían significado un extendido uso de mecanismos de indexación, y generado expectativas de inflación elevadas (Schmidt-Hebbel y Tapia, 2002). Por lo mismo, y como una forma de evitar grandes costos en términos de producto, debido al uso generalizado de mecanismos de indexación y a la baja credibilidad inicial, el proceso de estabilización de la inflación fue lento y gradual (Massad, 2003).

En una primera fase, entre 1991 y 1999, el Banco Central de Chile implementó, junto con las metas anuales para la inflación, una banda para el tipo de cambio nominal. Esta banda cambiaria fue percibida como el instrumento adecuado para lograr el normal funcionamiento de los pagos externos. Adicionalmente, la autoridad monetaria estableció metas para el déficit en cuenta corriente. En este período, el país se vio enfrentado a fuertes entradas de capital. Por lo mismo, y como una manera de mantener la capacidad de implementar política monetaria independiente con un

² Sobre los efectos de las metas de inflación en la dinámica inflacionaria durante los noventa, ver Corbo (1998).

tipo de cambio semi fijo, el BCCh introdujo regulaciones a la cuenta de capital, entre las que se destacó el encaje no remunerado a los flujos de capital de corto plazo. Asimismo, se condujeron intervenciones cambiarias para dar sustentabilidad a la banda del tipo de cambio. A lo largo de este período se hicieron importantes modificaciones a esta banda cambiaria, tales como realineamientos y cambios al rango.

Desde el año 2000, Chile ha operado bajo un régimen de metas de inflación flexible, donde el objetivo para la inflación es que se ubique entre 2 y 4% en un horizonte de dos años. El cambio hacia la implementación completa del marco de metas de inflación fue visto como el paso natural después de que la inflación había alcanzado niveles considerados suficientemente bajos y estables, y cuando el Banco Central ya había logrado establecer la credibilidad de sus políticas. Este cambio fue desencadenado, en parte, por los efectos macroeconómicos perjudiciales que produjo la Crisis Asiática. Entre 1998 y 1999 la tasa de crecimiento del PIB se redujo de manera significativa, mientras la inflación caía abruptamente: desde 4.6% en 1998 a 2.3% en 1999. Estos eventos llevaron a la autoridad monetaria a ampliar y mejorar de manera sustantiva su marco de política. El principal cambio fue la adopción de un sistema de tipo de cambio completamente flexible, la profundización del mercado de instrumentos derivados, y la apertura total de la cuenta de capitales (Morandé, 2002). Adicionalmente, la transparencia del manejo monetario fue aumentada de manera significativa con la publicación regular del *Informe de Política Monetaria* y la publicación de minutas con el contenido y la discusión de las reuniones de política monetaria.

III. ¿HA MEJORADO LA CREDIBILIDAD EN CHILE?

Esta es una pregunta difícil, toda vez que no existen medidas directas de credibilidad. La literatura no ha llegado a un firme consenso respecto de una definición de credibilidad, y la mayoría de las propuestas en tal sentido contienen importantes elementos subjetivos. Por lo mismo, medidas cuantitativas concretas de credibilidad no existen.

1. ¿Qué Significa Credibilidad?

La literatura académica relaciona la credibilidad de un banco central con la compatibilidad de sus incentivos, con los compromisos previos que este posea, o con su

aversión a la inflación. Barro y Gordon (1983) sostienen que un banco central es creíble si obtiene un mayor beneficio cuando sigue las acciones que promete que cuando reniega de ellas. Así, los agentes económicos esperarán que el banco central cumpla exactamente lo que promete puesto que ello va en su directo beneficio. Esta lógica está tras la propuesta de Carl Walsh para un contrato óptimo para banqueros centrales donde se penalicen las desviaciones de la inflación respecto de la meta (Walsh, 1995). Esto, según la propuesta de Walsh, haría más eficiente la lucha contra la inflación. Al hacer compatibles los incentivos del banquero central con la meta de inflación a través de un contrato explícito, este mecanismo asegura la credibilidad de las políticas anunciadas por la autoridad monetaria. En la ausencia de este tipo de contratos, la credibilidad podría lograrse mediante una tecnología (creíble) de pre-compromiso. Sin embargo, esta podría requerir arreglos institucionales no siempre disponibles. Finalmente, la credibilidad ha sido asociada con una fuerte aversión a la inflación por parte del banquero central. Esta definición, sin embargo, es algo tautológica: no es posible determinar si una autoridad realmente tiene una fuerte aversión a la inflación a menos que se pueda establecer cuán creíble es dicha aversión. Más aún, tener una fuerte aversión a la inflación no asegura que el banco central tenga los medios necesarios para lograr sus objetivos.

Blinder (1999) encuestó a un grupo de banqueros centrales y académicos para explorar por qué la credibilidad es importante y qué pueden hacer los bancos centrales para aumentarla. Aunque él no pidió a los participantes que definieran credibilidad, preguntó acerca de la relación entre el concepto de credibilidad y la “dedicación a la estabilidad de precios.” Cerca del 90% de los encuestados señalaron que los dos conceptos estaban íntimamente relacionados.

El principal argumento de por qué el Banco Central de Chile puede haber ganado credibilidad en los noventa descansa precisamente en esta noción de credibilidad. La nueva ley orgánica constitucional de 1989 no solo garantizó la autonomía del Banco Central respecto del gobierno, sino también estableció explícitamente como uno de los objetivos para el instituto emisor el de estabilizar el valor de la moneda. En otras palabras, uno de los objetivos explícitos para el Banco es la estabilidad de precios.

La autonomía, sin embargo, puede no ser suficiente para garantizar la credibilidad. Posen (1998) y Fischer (1994), por ejemplo, encuentran correlación positiva entre la razón de sacrificio y un índice de independencia de bancos centrales. Este resultado parece sugerir que bancos centrales más autónomos no necesariamente son más creíbles. Puede que sea más relevante “hacer coincidir palabras con las acciones” (Blinder, 1999).

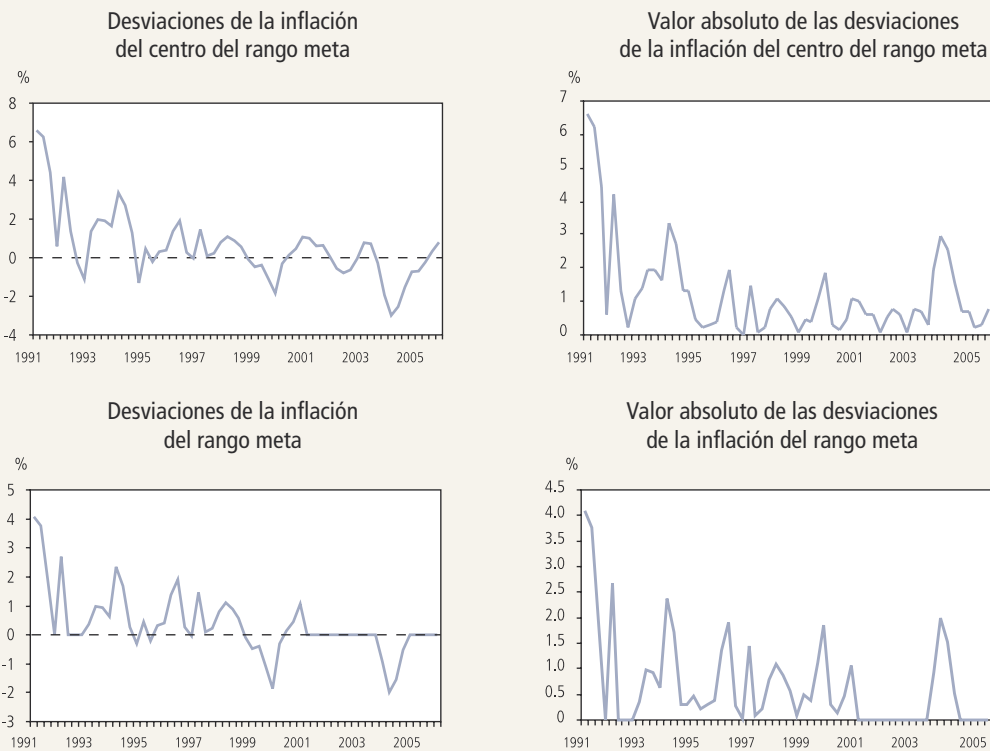
Albagli y Schmidt-Hebbel (2005) realizaron una comparación internacional de los resultados, en términos de inflación, para varios países cuyos bancos centrales implementan su política monetaria con régimen de metas de inflación. Ellos encontraron que para distintas medidas de desviación de la inflación respecto de la meta, Chile se ubicaba dentro de los países con mayor precisión en una muestra de diecinueve países. Al menos, desde una perspectiva internacional, el Banco Central de Chile ha satisfecho sus promesas.

Luego, la pregunta es si este comportamiento ha sido coherente a lo largo del tiempo. El gráfico 2 presenta dos medidas de desviaciones de la inflación respecto de su meta para Chile desde 1991. En un caso, consideramos el centro del rango meta como el objetivo de la autoridad, mientras que en el otro, asumimos que la inflación no se desvía de su objetivo si es que se mantiene en el rango meta. En ambos casos, reportamos la desviación efectiva y el valor absoluto de la desviación. El gráfico claramente ilustra que el Banco Central fue menos riguroso al momento de cumplir la meta a comienzos de los noventa.³ Este mejoró hacia mediados de la década pasada, cuando la economía entró en una fase de crecimiento sostenido y baja inflación. Después de

³ Algunos autores normalizan las desviaciones de la inflación respecto de su meta por el nivel de la meta.

GRÁFICO 2

**Chile 1991-2005:
Desviaciones de la Inflación respecto de la Meta**



Fuente: Elaboración propia en base a cifras del Banco Central.

la Crisis Rusa, el Banco Central falló de manera más aguda en alcanzar el centro del rango meta. De hecho, en el 2004 la inflación cayó por debajo de 2%, el piso del rango meta. Durante los últimos años, sin embargo, el Banco Central ha logrado mantener la inflación dentro del rango meta.

2. Una Medida Directa de Credibilidad

Una medida directa de credibilidad es la diferencia entre las expectativas privadas de la inflación futura y la meta anunciada por la autoridad. Esta medida de credibilidad es coherente con la medida discutida por Faust y Svensson (2001) y Cukierman y Meltzer (1986). Este último artículo define credibilidad con el valor absoluto de la diferencia entre los planes de hacedor de política y las creencias del sector privado acerca de esos planes. Mientras menos sea esa diferencia, mayor es la credibilidad respecto de los planes.

Para construir esta medida de credibilidad, consideramos dos medidas de expectativas de inflación. La primera se basa en los diferenciales de tasa de mercado entre tasas nominales y reales. La segunda es una medida de expectativas tomada de datos de encuestas. El gráfico 3 muestra la evolución de la diferencia entre las expectativas de inflación, construidas usando el diferencial de tasas de interés de mercado, y la meta anunciada por la autoridad monetaria. El gráfico muestra que a credibilidad aumentó a comienzos de los noventa. Sin embargo, durante la Crisis Asiática, el valor esperado de la inflación estuvo bastante por sobre la meta anunciada por el Banco Central, señalizando un posible descenso en la credibilidad. Desde fines de los años noventa, la inflación esperada ha sido menor que el centro del rango meta, pero se ha ubicado dentro del mismo con excepción del año 2004. En otras palabras, la credibilidad de la meta parece haber aumentado en los últimos años.

GRÁFICO 3

Chile 1991-2005: Credibilidad de la Meta de Inflación (inflación esperada medida como el diferencial entre tasas de interés nominales y reales)

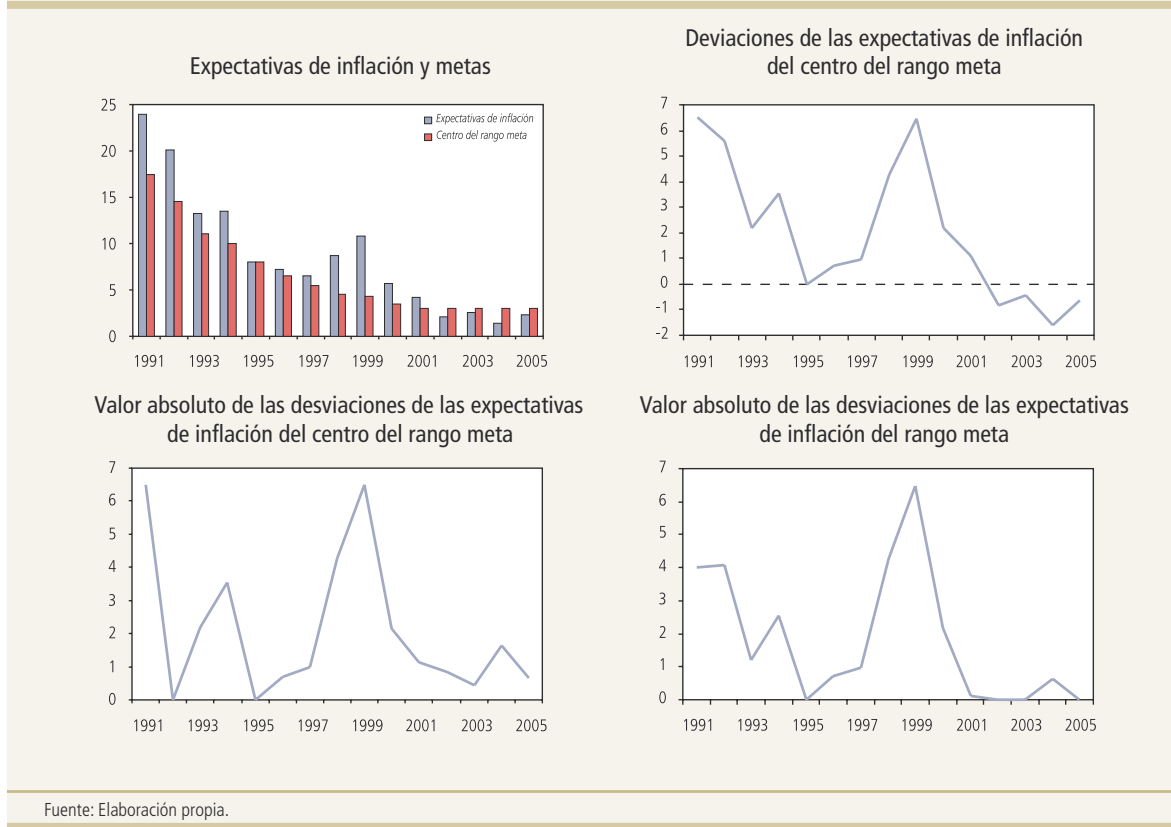


GRÁFICO 4

Chile 1993-2005: Credibilidad de la Meta de Inflación (Inflación esperada de acuerdo con *Consensus Forecast*)



Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Central y *Consensus Forecast*.

Esta medida de credibilidad, basada en expectativas de mercado extraídas de diferenciales de tasas de interés, está sujeta a dos críticas importantes. Primero, el nivel y la volatilidad de la inflación fueron mucho mayores a comienzos de los noventa que hacia fines de esa década. Esto implica que el premio implícito en las tasas de interés nominales por la incertidumbre inflacionaria fue también mayor a comienzos de los noventa. Consecuentemente, la diferencia entre la inflación esperada —bien medida— y la meta puede no haber disminuido a lo largo del tiempo. Segundo, aunque instrumentos nominales han existido por un largo tiempo, la profundidad y liquidez de los mercados donde estos se transan fueron muy bajas hasta el año 2001, cuando la política monetaria fue nominalizada.⁴ Por lo tanto, los precios no necesariamente reflejan las expectativas de mercado respecto de las expectativas de inflación.

El gráfico 4 muestra la diferencia entre las expectativas privadas de inflación y la meta anunciada usando datos de encuestas. Estos datos de encuestas a analistas

de expectativas de inflación futura, tomados de *Consensus Forecast*, están disponibles para Chile solo desde 1993. Cuando se utiliza esta medida de expectativas, se observa que la inflación esperada ha estado, generalmente, más cerca del centro del rango meta para la inflación. Hasta el año 2002, la inflación esperada estuvo por sobre el centro del rango meta, excepto en 1999. Desde ese año, la inflación esperada ha sido menor que el centro del rango meta de 3% y ha estado siempre dentro de este rango.⁵

⁴ Adicionalmente, junto con definir la tasa nominal de corto plazo (overnight) como su instrumento de política, en agosto del 2001 el Banco Central introdujo un conjunto de instrumentos nominales para ayudar a definir precios de referencia (benchmarks) para este tipo de instrumentos.

⁵ Para facilitar la comparación con periodos previos, consideramos las expectativas de inflación a un año plazo. Sin embargo, después de la introducción de una meta estacionaria y de largo plazo en 2001, la autoridad monetaria explícitamente estableció como objetivo mantener la inflación dentro de un rango en torno a la meta en un horizonte de doce a veinticuatro meses.

IV. FRECUENCIA DE AJUSTE DE PRECIOS, CREDIBILIDAD E INDEXACIÓN

La evidencia preliminar presentada en la sección anterior sugiere que podría, en efecto, haber habido ganancias en la credibilidad de la política monetaria durante el proceso desinflacionario llevado a cabo por el Banco Central en los noventa. En esta sección, hacemos un análisis más detallado de cómo cambios en el entorno macroeconómico pueden haber cambiado la dinámica inflacionaria. Partimos estimando un curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos para Chile, y procedemos a realizar test de estabilidad para algunos parámetros claves. Luego, evaluamos si es que el grado de rigidez de precio para los bienes importados ha cambiado de una manera coherente con la hipótesis de que la credibilidad de la política monetaria en Chile ha aumentado. Nuestra evidencia a continuación tiende a dar soporte a la idea de que el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a precios ha caído en el último tiempo.⁶

1. La Curva de Phillips y la Persistencia de la Inflación

Estimamos una curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos (NKPC), en la cual los parámetros tienen una interpretación (semi) estructural. Enfatizamos que los parámetros no son completamente estructurales, pues cambios en el ambiente macroeconómico parecen haber afectado algunos de sus valores (ver también Rudd y Whelan, 2003 y 2005). En concreto, la fracción de las firmas que ajustan óptimamente sus precios en cada período cayó hacia finales de los años noventa, y el peso dado a la meta de inflación por todas aquellas firmas que ajustan pasivamente sus precios parece haber aumentado en años recientes. Argumentamos que esta evidencia es coherente con la idea de que la mayor credibilidad del Banco Central en su compromiso de mantener una inflación baja y estable cambió la forma en que las firmas ajustan sus precios.

La formulación teórica de la NKPC se basa en un modelo estándar de competencia monopolística donde, siguiendo a Clavo (1983), las firmas ajustan sus precios de manera infrecuente al momento de recibir una señal.⁷ En este artículo extendemos el modelo básico desarrollado por Galí y Gertler (1999) de manera tal de permitir un ajuste pasivo para todas aquellas firmas que no puedan

optimizar en un período determinado. Las firmas, por lo tanto, cambian precios cada período, ya sea de manera óptima o bien siguiendo una regla de ajuste pasivo. La lógica tras este proceso dual de ajuste de precios es que los costos de menú que inhiben un ajuste más frecuente de precios no están relacionados con los costos mismos de cambiar precios, sino que más bien dicen relación con todos aquellos costos involucrados en el proceso de optimización (tales como recopilar información respecto de las condiciones del mercado, de los costos de producción y/o distribución y de las proyecciones de estas variables en el tiempo). Dados esos costos de menú, las firmas optimizarán solo de manera infrecuente (ver Christiano, Eichenbaum, y Evans, 2005).

Este marco es el apropiado para describir la dinámica inflacionaria en Chile por dos motivos. Primero, la noción de ajuste pasivo es bastante plausible en un ambiente de alta inflación, tal como en Chile a comienzos de la década de 1990, de donde es difícil extraer el contenido informativo de los precios.⁸ Segundo, este supuesto de ajuste pasivo permite introducir formalmente un mecanismo de indexación en la curva de Phillips. En el caso de Chile, la indexación ha sido un fenómeno generalizado en la economía por muchos años (Landerretche, Lefort y Valdés, 2002).

El mecanismo de ajuste pasivo para aquellas firmas que no ajustan óptimamente sus precios consiste en ajustar precios de manera proporcional a un promedio geométrico entre la inflación pasada y la meta de inflación anunciada por la autoridad monetaria. Este mecanismo se puede representar a partir de la siguiente expresión:

$$\Gamma_{t,i} = \prod_{j=1}^i (1 + \pi_{t+j-1})^{\kappa} (1 + \pi_{t+j}^{tar})^{1-\kappa}, \quad (1)$$

donde $\Gamma_{t,i}$ es el cambio porcentual en el precio de una firma que no ajusta óptimamente su precio entre t y $t+i$, π_{t+j-1} es la tasa de inflación en $t+j-1$, y π_{t+j}^{tar} es la meta de inflación definida por la autoridad para el

⁶ *García y Restrepo (2001) y Schmidt-Hebbel y Werner (2002) documentan la existencia de un cambio en el grado de traspaso del tipo de cambio a precios en la economía Chilena.*

⁷ *Ver Galí y Gertler (1999) para una derivación completa de la NKPC.*

⁸ *Calvo, Celasun y Kumhof (2003) y Mankiw y Reiss (2002) desarrollan modelos en los cuales la estrategia de ajuste de precios puede basarse en mecanismos de ajuste pasivo.*

período $t+j$. El parámetro κ mide la ponderación de la inflación pasada en el mecanismo de ajuste pasivo y está asociado a la credibilidad que posea la meta de inflación. Mientras mayor sea este parámetro, más peso se dará a la inflación pasada y menos a la meta de inflación y, por lo tanto, menos creíble será el anuncio de la autoridad monetaria. Este parámetro determina, además, la persistencia de la inflación en la versión ampliada de la curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos, dada por:

$$\hat{\pi}_t = \lambda \xi mc_t + \gamma_f E_t \hat{\pi}_{t+1} + \gamma_b \hat{\pi}_{t-1} + \zeta_t, \quad (2)$$

donde $\pi_t = \pi_t - \pi_t^{tar}$ corresponde a la desviación de la inflación respecto de la meta, mc_t representa los costos marginales, $\lambda(\kappa, \theta, \beta) = (1 - \theta)(1 - \theta\beta)/[\theta(1 + \kappa\beta)]$, $\gamma_f(\kappa, \theta, \beta) = \beta/(1 + \kappa\beta)$, y $\gamma_b(\kappa, \theta, \beta) = \kappa/(1 + \kappa\beta)$. El parámetro β es la tasa de descuento subjetiva de los dueños de las firmas. El término ζ_t es una función de los cambios en la meta de inflación.⁹ Tal como se mencionó, el parámetro κ define el componente retrospectivo de la curva de Phillips y corresponde a una medida del grado de indexación a la inflación pasada en la economía.

El parámetro θ es la probabilidad de que una firma no reciba la señal para optimizar su precio en un período determinado. También corresponde a la fracción de las firmas que no ajustan de manera óptima su precio. Suponemos que este parámetro captura, hasta cierto punto, la credibilidad en la política monetaria. En el modelo estándar de Calvo (op. cit.), la probabilidad de ajustar precios —o la fracción de las firmas que ajustan óptimamente cada período— no tiene una interpretación económica más allá de ser una medida del grado de rigidez nominal de los precios. En nuestro caso, suponemos que las firmas van a ajustar precios de manera óptima con más frecuencia cuando la inflación futura sea más incierta y cuando el compromiso del banco central respecto de mantener una inflación baja y estable sea percibido como débil.

Basados en la ecuación (2), estimamos los parámetros θ , β , y κ usando el método generalizado de momentos (GMM) con datos trimestrales para el período 1991:1 – 2005:4. Utilizamos las siguientes condiciones de ortogonalidad:

$$E_t \left\{ \begin{bmatrix} \theta(1 + \theta\beta)\hat{\pi}_t - (1 - \theta)(1 - \theta\beta)\xi mc_t \\ -\theta\beta\hat{\pi}_{t+1} - \theta\kappa\hat{\pi}_{t-1} + \theta(1 + \theta\beta)\zeta_t \end{bmatrix} \mathbf{z}_t \right\} = 0, \quad (3)$$

donde \mathbf{z}_t es un vector de instrumentos que incluye tres rezagos de las desviaciones de la inflación respecto de la meta, las desviaciones de los costos marginales reales respecto de su tendencia, y rezagos de la brecha de producto (desde $t-3$ a $t-5$).¹⁰

Mostramos los valores estimados de los parámetros θ , β , y λ bajo cuatro especificaciones distintas para los costos marginales, suponiendo alternativamente que el capital tiene total movilidad entre firmas o que es específico a cada una de ellas. También reportamos el valor estimado del parámetro κ , que mide el peso que asignan las firmas a la inflación pasada en su mecanismo de indexación automática.

Los valores estimados para el parámetro θ bajo nuestra especificación híbrida de la NKPC se ubican en un rango de 0.8 a 0.9. Estos valores implican que las firmas ajustan sus precios de manera óptima cada siete trimestres, en promedio. En el caso del factor de descuento, β , nuestros resultados empíricos indican que el valor estimado para este parámetro es algo pequeño. Los resultados para la especificación de los costos marginales donde se supone que el capital es específico a la firma. $\xi \neq 1$ dan un menor valor para el parámetro θ , lo cual implica una menor duración para la rigidez de precios, tal como en Galí, Gertler, y López-Salido (2001). Finalmente, las restricciones de sobreidentificación se satisfacen en todos los casos.¹¹

El parámetro κ es coherentemente estimado en el rango de 0.75 a 0.82, lo cual implica que dentro del período muestral las firmas dieron un peso mayor a la inflación pasada que a la meta de inflación al momento de indexar sus precios. Este rango de números sugiere además un rol mucho más importante para la inflación

⁹ En el estado estacionario, con una meta de inflación constante, se tiene que $\zeta_t = 0$.

¹⁰ Para chequear la relevancia del set de instrumentos usados en nuestras regresiones, testeamos la hipótesis nula de que los coeficientes de todos los instrumentos en la primera etapa de la estimación son conjuntamente cero. El estadígrafo F , el valor p asociado, y el R^2 ajustado de la primera etapa de estas regresiones nos permite rechazar la hipótesis nula de que los instrumentos son conjuntamente irrelevantes. En general, el R^2 ajustado es superior a 0.5.

¹¹ Como ejercicio de robustez para evaluar la importancia del componente rezagado de la inflación en la curva de Phillips, incorporamos rezagos adicionales de la inflación en el modelo híbrido (ecuación 3). Rezagos adicionales de la inflación resultaron no ser estadísticamente significativos. Tampoco resultó significativa la suma de rezagos adicionales de la inflación.

CUADRO 1

Estimación Base de la Curva de Phillips

	Especificación de la Tecnología											
	Cobb-Douglas		Trabajo fijo		CES, $\sigma=0.5$		CES, $\sigma=1.5$		CES econ. abierta, $\sigma=0.5$		CES econ. abierta, $\sigma=1.5$	
	$\xi=1$	$\xi \neq 1$	$\xi=1$	$\xi \neq 1$	$\xi=1$	$\xi \neq 1$	$\xi=1$	$\xi \neq 1$	$\xi=1$	$\xi \neq 1$	$\xi=1$	$\xi \neq 1$
θ	0.910 (0.05)	0.679 (0.04)	0.927 (0.04)	0.721 (0.03)	0.916 (0.04)	0.659 (0.04)	0.930 (0.04)	0.809 (0.04)	0.921 (0.03)	0.669 (0.03)	0.932 (0.03)	0.802 (0.03)
β	0.973 (0.16)	0.973 (0.16)	0.966 (0.13)	0.966 (0.13)	0.973 (0.15)	0.973 (0.15)	0.970 (0.15)	0.970 (0.15)	0.969 (0.14)	0.969 (0.14)	0.951 (0.12)	0.951 (0.12)
κ	0.776 (0.11)	0.776 (0.11)	0.730 (0.09)	0.730 (0.09)	0.732 (0.08)	0.732 (0.08)	0.760 (0.11)	0.760 (0.11)	0.727 (0.10)	0.727 (0.10)	0.737 (0.09)	0.737 (0.09)
λ	0.006 (0.00)	0.090 (0.03)	0.005 (0.00)	0.068 (0.03)	0.005 (0.00)	0.108 (0.06)	0.004 (0.00)	0.029 (0.02)	0.005 (0.00)	0.102 (0.06)	0.004 (0.00)	0.034 (0.02)
γ_f	0.554 (0.02)	0.554 (0.02)	0.567 (0.02)	0.567 (0.02)	0.568 (0.03)	0.568 (0.03)	0.558 (0.02)	0.558 (0.02)	0.568 (0.02)	0.568 (0.02)	0.559 (0.02)	0.559 (0.02)
γ_b	0.442 (0.01)	0.442 (0.01)	0.428 (0.01)	0.428 (0.01)	0.427 (0.01)	0.427 (0.01)	0.437 (0.01)	0.437 (0.01)	0.426 (0.01)	0.426 (0.01)	0.433 (0.01)	0.433 (0.01)
τ_1	0.430 (0.07)	0.430 (0.07)	0.414 (0.06)	0.414 (0.06)	0.416 (0.06)	0.416 (0.06)	0.424 (0.07)	0.424 (0.07)	0.413 (0.07)	0.413 (0.07)	0.412 (0.06)	0.412 (0.06)
τ_2	-0.442 (0.01)	-0.442 (0.01)	-0.428 (0.01)	-0.428 (0.01)	-0.427 (0.01)	-0.427 (0.01)	-0.437 (0.01)	-0.437 (0.01)	-0.426 (0.01)	-0.426 (0.01)	-0.433 (0.01)	-0.433 (0.01)
D	11.169 (6.75)	3.121 (0.38)	13.674 (6.86)	3.591 (0.44)	12.022 (6.39)	2.937 (0.35)	14.372 (8.98)	5.226 (0.10)	12.693 (5.93)	3.020 (0.33)	14.632 (6.70)	5.056 (0.90)
Test J	4.505	4.505	4.060	4.060	4.227	4.228	4.063	4.063	4.487	4.487	4.464	4.464
Valor ρ	(0.98)	(0.98)	(0.99)	(0.99)	(0.98)	(0.98)	(0.99)	(0.99)	(0.98)	(0.98)	(0.98)	(0.98)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Entre paréntesis, errores estándar basados en la matriz de covarianzas de Newey-West, robusta a autocorrelación serial de hasta 12 rezagos. La fila D reporta la duración estimada de la rigidez de precios, y J corresponde al test de Hansen para las restricciones de sobreidentificación (entre paréntesis se reporta el valor ρ). $\xi = 1$: capital móvil; $\xi \neq 1$: capital específico a la firma. El conjunto de instrumentos incluye cinco rezagos de las desviaciones de la inflación respecto de la meta y de las desviaciones del producto respecto de su tendencia, tres rezagos de los costos marginales reales, y cinco rezagos de los términos de intercambio sin tendencia.

pasada en la curva de Phillips que el estimado por Galí y Gertler (1999) y Galí, Gertler, y López-Salido (2001) para la Zona Euro, pero similar al estimado por estos autores para Estados Unidos. Cuando se estima la especificación no estructural de la curva de Phillips se encuentra que γ_b se acerca a 0.45 y es estadísticamente significativo en todas las especificaciones. Este valor es algo menor que el reportado por Agénor y Bayraktar

(2003) para Chile en su estudio de la dinámica inflacionaria en países de ingreso medio. Estos autores estiman una curva de Phillips no estructural que incluye tanto la inflación rezagada como una medida de expectativas de inflación; ellos encuentran un coeficiente de 0.52 para la inflación rezagada. A diferencia de nuestro caso, Agénor y Bayraktar usan varios rezagos de la brecha de producto (hasta tres

en el caso de Chile) como medida de las presiones subyacentes a la inflación.

Ahora nos enfocamos al tema de la estabilidad de los parámetros.¹² Siguiendo a Céspedes, Ochoa, y Soto (2005), consideramos un test de predicción de cambio estructural con quiebre desconocido desarrollado por Ghysels y Hall (1990), Ghysels, Guay y Hall (1997), y Guay (2003). Este test consiste en estimar un vector de parámetros para una primera submuestra y luego evaluar las condiciones de momento para la segunda submuestra con este grupo de parámetros. Luego, la primera submuestra se incrementa en una observación a la vez y se repite el proceso. En cada iteración se construye el estadístico PR (o *predictive test*).¹³

El cuadro 2 presenta los valores de los estadígrafos PR (el supremo: supPR; el promedio: avgPR; y el exponencial: expPR), junto con las fechas en que se obtiene el mayor valor para el estadístico correspondiente que indica el posible quiebre estructural. Los estadígrafos del tipo PR se pueden dividir entre aquellos que permiten hacer un test

de cambio estructural de un conjunto de parámetros y aquellos que permiten testear la estabilidad de las restricciones de sobreidentificación (Sowell, 1996). Reportamos los estadígrafos tipo PR1 que permiten testear la estabilidad tanto de los parámetros

¹² Este tema no ha sido formalmente analizado en la literatura. Jondeau y Le Bihan (2005) testean la estabilidad de sus estimaciones de la curva de Phillips, pero solo examinan los parámetros de forma reducida (especificación lineal) y utilizan test del tipo Wald, los cuales presentan algunos problemas (tal como ellos lo enfatizan).

¹³ Para nuestros propósitos, este enfoque presenta varias ventajas sobre enfoques alternativos tales como los tests del tipo Wald propuestos por Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994). Primero, solo usamos los parámetros estimados con la primera submuestra, lo cual permite estimar la presencia de un quiebre estructural aun cuando la segunda muestra contenga pocas observaciones y la estimación de parámetros no sea posible (un problema común de los tests tipo Wald es que no permiten detectar quiebres estructurales hacia el final de una muestra). Segundo, no establecemos a priori condiciones de ortogonalidad iguales a cero en la segunda submuestra, a fin de evitar rechazar la hipótesis de estabilidad de parámetros cuando estos son en efecto estables pero hay problemas de especificación (por ejemplo, variables omitidas). Una breve descripción de estos tests se encuentra en Céspedes, Ochoa y Soto (2005).

CUADRO 2

Test PR de Quiebre Estructural en la Curva de Phillips

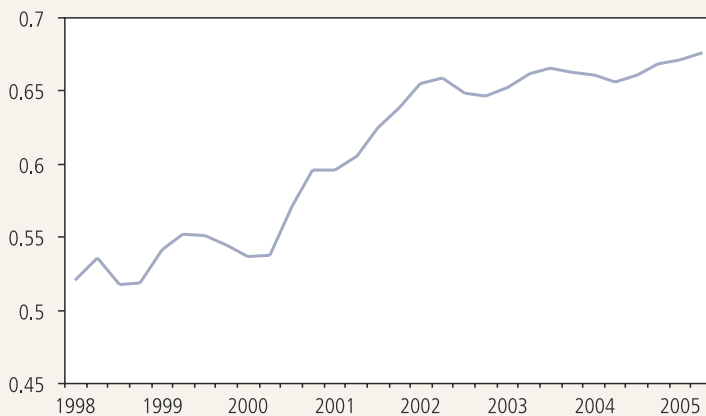
Tecnología	Sup PR1	Avg PR1	Exp PR1	Sup PR2	Avg PR2	Exp PR2
Cobb-Douglas Estadígrafo PR Fecha del punto de quiebre estimado: 2001:3 $\kappa_1 = 0.921$ $D1 = 2.41$	152.63*	32.56*	73.12*	85.86*	17.29*	39.63*
Trabajo fijo Estadígrafo PR Fecha del punto de quiebre estimado: 2001:4 $\kappa_1 = 0.868$ $D1 = 3.18$	117.84*	15.48**	55.62*	81.52*	9.97	37.46*
CES Estadígrafo PR Fecha del punto de quiebre estimado: 2001:4 $\kappa_1 = 0.765$ $D1 = 2.46$	79.40*	20.45**	37.10*	46.98*	10.01	20.21*
CES para economía abierta Estadígrafo PR Fecha del punto de quiebre estimado: 2001:4 $\kappa_1 = 0.768$ $D1 = 2.59$	141.42*	34.50*	67.49*	89.77*	18.17**	41.67*

Fuente: Elaboración propia.

Nota: El cuadro reporta el test predictivo para la hipótesis nula de estabilidad estructural, junto con las fechas estimadas de los puntos de quiebre y los valores del parámetro κ_1 y de la duración estimada de la rigidez de precios para la muestra hasta antes del punto de quiebre (κ_1 y $D1$ respectivamente). Estos valores se obtienen utilizando simulaciones de Monte Carlo con 10,000 repeticiones. La tecnología CES corresponde a una función de producción con elasticidad de sustitución constante.

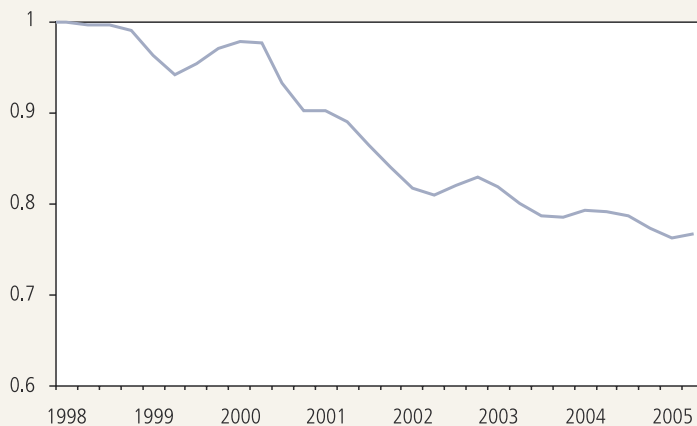
*Indica significancia estadística a un nivel de 1%. ** Indica significancia estadística a un nivel de 5%.

GRÁFICO 5

Rigidez de Precio en la Curva de Phillips (θ)

Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 6

Peso de la Inflación Pasada en el Mecanismo de Indexación Automática (κ)

Fuente: Elaboración propia.

como de las restricciones de sobreidentificación, y los estadígrafos tipo PR2 que permiten testear solamente la estabilidad de los parámetros. Los resultados muestran que no se puede rechazar la hipótesis de la existencia de un quiebre para las cuatro especificaciones de los costos marginales. Más aún, los estadígrafos PR1 y PR2 estiman coherentemente la fecha del quiebre en el primer trimestre del año 2001, cerca del momento en que la inflación alcanza su nivel de largo plazo en torno a 3%. Reportamos también los valores estimados del parámetro κ y la duración de la rigidez de los precios antes de la fecha del quiebre, κ_1 y D_1 , respectivamente.

En la mayoría de los casos, el valor de en la primera submuestra κ_1 , es mayor que el valor estimado usando la muestra completa. Esto sugiere que, después del quiebre del año 2001, las firmas asignan un mayor peso a la meta de inflación para indexar sus precios. Por último, y tal como esperábamos, encontramos que la duración estimada de los precios antes de ser ajustados óptimamente es menor antes del quiebre.

Los resultados anteriores son coherentes con los de Hutchison y Walsh (1998), quienes entregan evidencia de un posible cambio en el *tradeoff* entre producto e inflación para Nueva Zelanda tras la implementación del *Reserve Bank Act* de 1989 que le dio autonomía a su banco central. En su caso, tanto tests directos de estabilidad de parámetro como la inferencia basada en los errores de proyección de la inflación indican que el Acta de 1989 puede haber alterado alguna de las relaciones económicas fundamentales al modificar el grado de independencia del banco central y su compromiso con la estabilidad de precios.

Para profundizar en el caso de Chile, estimamos una serie de regresiones comenzando en el período 1991:1–1997:4, y luego adicionamos una observación a la vez. Para estas estimaciones utilizamos la medida de costos marginales computada usando una función de producción con trabajo fijo y capital específico a la firma.

Los resultados indican que la rigidez de precios, capturada por el parámetro θ , ha aumentado en los últimos años (ver gráfico 5). Específicamente, la duración estimada de la rigidez de precios (i.e. el período entre ajustes óptimos de precios) subió de dos trimestres en el período previo al año 2000 hasta alrededor de tres trimestres para la muestra completa. También encontramos que el parámetro que mide el peso asignado por las firmas a la inflación pasada en su mecanismo de indexación, (κ), ha caído a lo largo del tiempo (ver gráfico 6). Por lo tanto, el peso dado a la meta de inflación en este mecanismo de indexación ha aumentado a lo largo del tiempo, indicando mayor credibilidad de la misma.

La evidencia aquí presentada es coherente con la idea de que algunos parámetros dependen de las políticas (Rudd y Whelan, 2005). El aumento en la rigidez de precios y la disminución del grado de indexación a la inflación pasada da soporte a la hipótesis de que la política monetaria en Chile se ha vuelto más creíble. Estos resultados también están en línea con la visión, tanto teórica como empírica, de que una política monetaria más creíble está negativamente relacionada con la persistencia de la inflación (Taylor, 2000; Sargent, 1999).

2. Cambios en el Coeficiente de Traspaso del Tipo de Cambio a Precios

Existe amplia literatura empírica que demuestra que el traspaso del tipo de cambio a precios no es completo en el corto plazo. En varios países, el precio de las importaciones se desvía de la *ley de un solo precio* (Campa y Goldberg, 2002), y frecuentemente la respuesta de la inflación del IPC a cambios en el tipo de cambio no es uno a uno en el corto plazo (Borensztein y De Gregorio, 1999; Goldfajn y Werlang, 2000). En esta subsección, presentamos evidencia de la evolución del traspaso del tipo de cambio a los precios en Chile en los últimos quince años, usando una curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos como marco analítico (Monacelli, 2003).

El traspaso de variaciones del tipo de cambio a los precios puede no ser completo en el corto plazo por características estructurales de los mercados, como plantea Dornbusch (1977), o debido a rigideces nominales. Dada una estrategia de fijar precios de acuerdo con el mercado donde se vende el producto, o *pricing-to-market* (Betts y Devereux, 1996), si algunos de los precios de los bienes importados son rígidos, entonces un movimiento del tipo de cambio no va a ser completamente traspasado a los precios finales. En otras palabras, el traspaso de tipo de cambio a los precios finales de las importaciones será incompleto. Por lo mismo, un cambio en el grado de rigidez nominal de los precios va a implicar también modificaciones en el grado de traspaso del tipo de cambio.

Dado que estamos interesados en el traspaso del tipo de cambio desde una perspectiva macroeconómica, estimamos el efecto de una variación del tipo de

cambio sobre el precio de los bienes importados basados en un modelo de precios rígidos similar al utilizado para estimar la curva de Phillips en la sección anterior. Siguiendo a Monacelli (2003), suponemos que las firmas distribuidoras locales compran diferentes variedades de bienes importados en el extranjero y luego los venden internamente. Suponemos también que cada firma distribuidora posee poder monopolístico sobre una variedad particular y ajusta su precio de manera óptima en forma ocasional, con una probabilidad de $1-\theta_M$ cada período. El coeficiente θ_M es una medida del grado de rigidez nominal en el sector importador y determina el grado de imperfección en el traspaso del tipo de cambio. Mientras mayor sea este coeficiente, menos frecuente será el ajuste óptimo de precios y menor será el traspaso del tipo de cambio a los precios de bienes importados y a la inflación (ver apéndice).

Consideremos a una firma que distribuye la variedad z_M y que es capaz de ajustar óptimamente su precio en el período t . Esta firma elegirá un nuevo precio, $P_{M,t}^{new}(z_M)$, de manera tal de maximizar el valor presente esperado de su utilidad:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta_M^i \Lambda_{t,i} \left[\frac{P_{M,t}(z_M) - S_{t+i} P_{M,t+i}^*(z_M)}{P_{t+i}} C_{M,t+i}(z_M) \right],$$

sujeito a la demanda interna por esa variedad. La variable S_t en la expresión anterior es el tipo de cambio nominal, y $P_{M,t}^*(z_M)$ representa el precio internacional de la variedad z_M expresado en moneda externa. De la condición de primer orden para este problema, podemos establecer la siguiente relación entre la inflación de bienes importados, $\pi_{M,t}$ y el logaritmo del precio de bienes importados en el extranjero expresado en moneda doméstica, $s_t + p_{M,t}^*$, relativo al logaritmo del precio de los bienes importados en el mercado interno, $p_{M,t}$:

$$\pi_{M,t} = \frac{(1-\theta_M)(1-\theta_M\beta)}{\theta_M} (s_t + p_{M,t}^* - p_{M,t}) + \beta E_t \pi_{M,t+1}. \quad (4)$$

Estimamos la ecuación (4) por GMM, usando un índice de precios de bienes importados (el *índice de valor unitario de importaciones*, o IVUM) como *proxy* del precio de los bienes importados denominados en moneda extranjera. El precio interno de los bienes importados es aproximado por el índice de precios de

los bienes transables incluido en la canasta del IPC. Nuestra medida de inflación de bienes importados, por lo tanto, corresponde a la variación trimestral del índice de precios de los bienes transables. La especificación de la ecuación (4) presume que el servicio de distribución de las empresas minoristas que venden los bienes importados internamente no requiere de otros insumos. Nuestros resultados indican que el precio relativo en el extranjero de los bienes importados por Chile es un determinante fundamental de la inflación de los bienes transables, y que las expectativas de inflación futura son también muy importantes. Más aun, el coeficiente que mide la rigidez de precios, θ_M , es positivo y estadísticamente significativo (cuadro 3). El valor estimado para este parámetro implica que el número esperado de trimestres en los cuales los precios no se ajustarán óptimamente es de alrededor de cinco.

Para evaluar posibles quiebres estructurales, consideramos el test predictivo de cambios estructurales discutido en la sección previa. El test supPR sugiere un quiebre estructural alrededor del primer trimestre del 2001. Nuevamente, para determinar la relevancia de este quiebre estimamos un conjunto de regresiones, comenzando con una regresión para el período 1991:1–1997:4 y luego

agregamos una observación a la vez. El resultado de este ejercicio indica que la rigidez promedio de los noventa fue cerca de 2.5 trimestres (i.e. los precios se ajustaron de manera óptima cada 2.5 trimestres en promedio), la mitad del valor implícito para la muestra completa. El cuadro 3 también presenta resultados para dos submuestras que confirman lo anterior.¹⁴

Estos resultados indican que el traspaso de corto plazo de tipo de cambio a precios ha sido menor desde comienzos de los años 2000 —el período de baja inflación para la economía chilena—, que en el período previo. Taylor (2000) argumenta que el traspaso del tipo de cambio a precios debe ser menor en ambientes donde la inflación es menor, por cuanto la baja inflación está asociada con cambios menos persistentes en los costos. Desde la perspectiva de nuestro marco teórico, argumentamos que la mayor credibilidad en la política monetaria, entendida como un compromiso creíble

¹⁴ Aun cuando el número total de observaciones es pequeño, dividimos la muestra en dos partes: desde 1991:1 a 1997:4 y desde 1998:1 a 2005:4. Encontramos resultados coherentes con la hipótesis de cambio en el grado de rigidez de precios. En particular, la duración promedio de la rigidez de precios en el segundo período es casi el doble.

CUADRO 3

Curva de Phillips para la Inflación de Bienes Transables

	(1)	(2)	(3)
β	0.972 (0.01)***	0.907 (0.00)***	0.919 (0.01)***
θ_M	0.816 (0.05)**	0.649 (0.00)***	0.846 (0.04)**
λ	0.047 (0.03)**	0.223 (0.01)***	0.040 (0.02)**
Test J	4.870	3.229	3.533
Valor p	(0.99)	(1.00)	(1.00)
Muestra	1991:1-2005:4	1991:1-2000:4	1995:1-2005:4
SupPR test	1287.22	276.01	2396.41
Fecha del punto de quiebre estimado	2000:1	1999:4	2003:1

Fuente: Elaboración propia.

* Indica significancia estadística a un nivel de 1%. ** Indica significancia estadística a un nivel de 5%. *** Indica significancia estadística a un nivel de 10%.

por mantener una inflación baja y estable alrededor de 3%, ha reducido la frecuencia de ajuste de los precios.¹⁵

Un aspecto a destacar del cambio en el coeficiente de traspaso en Chile es que este no ocurrió en el momento en que la inflación alcanzó sus valores más bajos alrededor de 1998, sino algunos años después. Interpretamos este resultado en el sentido de que el grado de traspaso cambió solo cuando la política monetaria se hizo más creíble. Esta evidencia se relaciona con los resultados de Bailliu y Fujii (2004), quienes reportan que el traspaso del tipo de cambio a precios para un grupo de países industrializados cayó siguiendo la estabilización de la inflación a comienzos de los años noventa, pero este no se redujo siguiendo un episodio similar en los años ochenta. Una interpretación para este resultado es que el proceso desinflacionario de los noventa fue percibido como más creíble y persistente que el episodio de la década anterior.

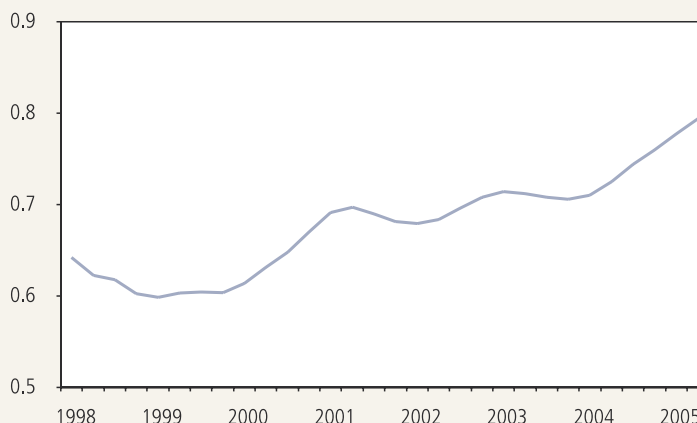
V. CREDIBILIDAD Y POLÍTICA MONETARIA

La sección previa mostraba que la frecuencia de ajuste de precios, el grado de indexación a la inflación pasada y el grado de traspaso del tipo de cambio a precios han caído a lo largo del tiempo, especialmente después del año 2000. Argumentamos que esta evidencia es coherente con nuestra hipótesis de que la política monetaria se ha vuelto más creíble en los últimos años.

Diversos estudios muestran que cuando la política monetaria no es completamente creíble, el *tradeoff* entre la estabilización del producto y la inflación es peor que cuando esta sí es creíble. De hecho, en la versión más simple de la curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos, se puede llevar a cabo un proceso de estabilización completamente creíble sin pérdida de producto.

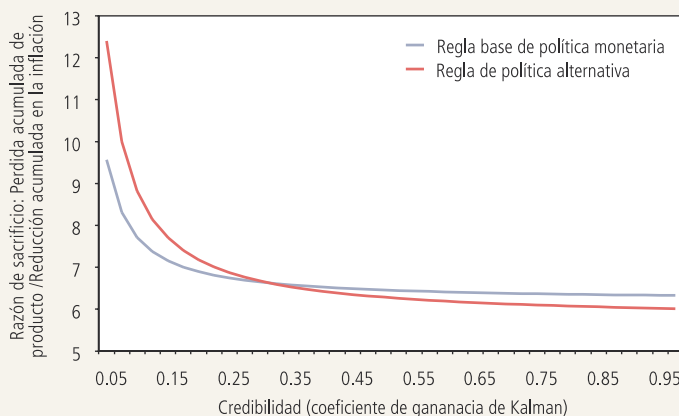
En Céspedes y Soto (2005), presentamos un modelo donde comparamos la razón de sacrificio implícita en distintas reglas de política monetaria bajo diversos niveles de credibilidad respecto de un proceso de

GRÁFICO 7
Rigidez de Precio en la Curva de Phillips para Bienes Transables (θ_M)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 8
Razón de Sacrificio y Credibilidad



Fuente: Céspedes y Soto (2005).

desinflación. Ahí mostramos que si el banco central es estricto en su esfuerzo por alcanzar la meta inflacionaria, entonces el proceso desinflacionario puede generar pérdidas de producto significativas y razones de sacrificio elevadas cuando la credibilidad es baja. El gráfico 8 muestra la razón de sacrificio —esto es, las pérdidas acumuladas de producto relativas a la reducción acumulada en la inflación— para un *shock* desinflacionario como función de la credibilidad,

¹⁵ Céspedes y Valdés (2006) presentan evidencia de que países con bancos centrales más independientes tienen menores grados de traspaso del tipo de cambio a precios.

medida por el coeficiente de ganancia de Kalman, bajo dos reglas de política alternativas: una regla de Taylor y una regla alternativa con una fuerte respuesta de la tasa de interés frente a desviaciones de la inflación respecto de la meta.¹⁶ El gráfico ilustra claramente cómo la razón de sacrificio cae a medida que la credibilidad respecto de la meta de inflación aumenta (esto es, con un coeficiente de ganancia de Kalman mayor). La regla más dura implica una razón de sacrificio mayor que la regla de Taylor cuando la credibilidad es baja. Sin embargo, a medida que la credibilidad aumenta, la razón de sacrificio de la regla alternativa cae por debajo de la que se obtiene con la regla base. En otras palabras, a medida que la credibilidad aumenta, el banco central puede reducir la inflación de manera más rápida sin tener que sacrificar mucho producto.

En lo que sigue investigamos si la forma en que se conduce la política monetaria en Chile ha cambiado en línea con el análisis previo. Estimamos una regla de política monetaria para la tasa de interés para dos

períodos que tienden a coincidir con las dos fases del régimen de metas de inflación descritos arriba. El primero va desde el primer trimestre de 1991 hasta el último trimestre de 1997; el segundo desde el primer trimestre de 1998 hasta el cuarto trimestre del 2005.¹⁷ Como ya se mencionó, la primera fase del régimen de metas de inflación se caracterizó por horizontes de corto plazo para la meta inflacionaria, por un régimen de bandas para el tipo de cambio y por objetivos para la cuenta corriente. Capturamos esas características en el supuesto de que durante la primera fase del régimen de metas de inflación, la tasa de interés real (r_t) utilizada por el Banco Central como su instrumento de política es función de la inflación corriente, la brecha de producto y la diferencia entre el tipo de cambio real y su valor de tendencia. En concreto, estimamos la siguiente relación:

$$r_t = (1 - \rho_0)r + \rho_0 r_{t-1} + (1 - \rho_0)\omega_{\pi,0}(\pi_t - \pi_t^{tar}) + (1 - \rho_0)\omega_{y,0}g_{t-1} + (1 - \rho_0)\omega_{e,0}q_t^{mis} + u_t \quad (5)$$

donde g_{t-1} corresponde a la brecha producto en $t-1$, q_t^{mis} es el desalineamiento del tipo de cambio real y u_t es una combinación lineal de errores de predicción e innovaciones de política.¹⁸ Dado que este término u_t puede estar correlacionado con los valores actuales de la inflación y de la brecha de producto, estimamos esta ecuación utilizando GMM, tal como sugieren Clarida, Galí y Gertler (2000).

Los resultados indican que la especificación de la regla de política en la ecuación (5) es una buena descripción de la forma en que se condujo la política monetaria en el período 1991–97 (cuadro 4). Los

CUADRO 4		
Regla de Política Monetaria: Chile 1991-2005		
Variable dependiente: Tasa de interés real de política		
Parámetro	(1)	(2)
ρ_0, ρ_1	0.630 (0.06)*	0.630 (0.04)*
$\omega_{\pi,0}, \omega_{\pi,1}$	0.350 (0.17)***	1.840 (0.28)*
$\omega_{y,0}, \omega_{y,1}$	0.350 (0.04)*	0.650 (0.24)**
$\omega_{q,0}$	0.150 (0.05)**	
Período	1991:1–1997:4	1998:1–2005:4
R^2	0.81	0.94
Estadístico J	1.92	3.52
Valor p	(0.98)	(0.99)

Fuente: Elaboración propia.
* Indica significancia estadística a un nivel de 1%. ** Indica significancia estadística a un nivel de 5%. *** Indica significancia estadística a un nivel de 10%.
La variable dependiente es la tasa de interés real de política monetaria. Las regresiones se estiman usando GMM. La regresión 1 estima los parámetros con subíndice 1; la regresión 2 estima los parámetros con subíndice 2. El estadístico J es el test de Hansen para restricciones de sobre identificación (valores p entre paréntesis). Errores estándar entre paréntesis.

¹⁶ El modelo de Céspedes y Soto (2005) sigue el enfoque de Erceg y Levin (2003) para modelar credibilidad imperfecta. En particular, suponemos que los agentes deben resolver un problema de extracción de señales para poder determinar si un shock a la meta de inflación es permanente o transitorio. Para ello utilizan el filtro de Kalman. Mientras mayor es el coeficiente de ganancia del filtro, más rápido entienden la naturaleza del shock a la meta. Por lo tanto, mientras mayor es este coeficiente, más creíble es un shock permanente a la meta.

¹⁷ No separamos la muestra exactamente en 1999 para poder tener suficientes observaciones para estimar la regla de política durante la segunda fase.

¹⁸ La brecha producto corresponde a la diferencia entre el producto efectivo y una medida del producto de tendencia. Esta medida de tendencia se obtiene usando el filtro de Hodrick-Prescott (HP). El desalineamiento del tipo de cambio real corresponde a la diferencia entre el tipo de cambio real efectivo y una medida del tipo de cambio de equilibrio computada aplicando el filtro HP. Un valor positivo de q_t^{mis} implica que el tipo de cambio real está subvalorado respecto de su nivel de equilibrio.

coeficientes estimados presentan los signos esperados y son estadísticamente significativos en todos los casos. Según estos resultados, el Banco Central de Chile no respondió con acciones de política solo a las desviaciones de la inflación respecto de su meta sino también a desviaciones del producto respecto de su tendencia y a fluctuaciones del tipo de cambio real. Tal como se discutió más arriba, en este período el Banco Central también respondió a las fluctuaciones de la cuenta corriente.¹⁹

Al incluir el período 1998–2005 en la muestra, nuestra estimación de la regla de política tal como está especificada en la ecuación (5) entrega resultados insatisfactorios. La mayoría de los coeficientes se vuelven no significativos o presentan signos contraintuitivos (o ambos). Esto puede reflejar el cambio en el régimen de metas de inflación hacia fines de los noventa descrito arriba. Para explorar la posibilidad de un quiebre estructural en la conducción de la política monetaria, utilizamos el test predictivo de cambio de régimen discutido arriba en el contexto de la curva de Phillips. Los resultados de este test indican que en efecto hay evidencia de quiebre estructural, el cual habría ocurrido alrededor del primer trimestre del año 2000.²⁰

Por lo tanto, para capturar este cambio en la forma de conducir la política monetaria, reformulamos la ecuación (5) de la siguiente manera:

$$r_t = (1 - \rho_1)r_t + \rho_1 r_{t-1} + (1 - \rho_1)\omega_{\pi,1} [E_t(\pi_{t+4}) - \pi_{t+4}^{tar}] + (1 - \rho_1)\omega_{y,1}g_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Estimamos esta nueva ecuación utilizando datos trimestrales para el período 1998:1 a 2005:4.²¹ No dividimos la muestra exactamente en el punto donde se detectó el quiebre estructural como forma de tener mayores grados de libertad en la estimación de la regla en la segunda fase.

Las estimaciones de la regla de política para este segundo subperíodo indican que durante la fase de implementación plena del régimen de metas de inflación, la autoridad monetaria ha mirado más hacia adelante. En contraste con la fase anterior, la evidencia indica que el Banco Central sí está dispuesto a permitir desviaciones de la inflación respecto de la meta siempre que esto no

implique desviaciones a futuro. Adicionalmente, el coeficiente asociado con la inflación, $\omega_{\pi,1}$, es mayor que el estimado con la primera muestra, aunque en rigor ambos no son directamente comparables. Este mayor coeficiente es coherente con la idea de que el Banco Central puede sacar partido del mejor *tradeoff* entre inflación y producto, derivado de la mayor credibilidad de sus políticas y de su compromiso con el control de la inflación.

VI. CONCLUSIONES

En este artículo, presentamos nueva evidencia de cambios en la dinámica del proceso inflacionario en Chile en años recientes. Basados en una curva de Phillips de los Nuevos Keynesianos, mostramos que la rigidez de precios ha aumentado, mientras que el grado de indexación a la inflación pasada ha caído. También mostramos que el grado de traspaso del tipo de cambio a precios ha decrecido. Nuestros resultados son coherentes con la idea de que la credibilidad de la política monetaria ha aumentado a lo largo de los últimos años. A medida que la política monetaria ha ido ganando credibilidad, los ajustes de precios —que son costosos— se han hecho menos frecuentes y la ponderación asignada a la meta de inflación en los mecanismos de indexación ha aumentado, en detrimento de la inflación pasada.

Estos cambios en el proceso inflacionario, generados por el aumento de la credibilidad de la política monetaria, pueden haber tenido importantes repercusiones en la forma en que esta se conduce en Chile. En particular, a medida que el Banco Central ha aumentado su credibilidad, ha podido enfrentar las desviaciones de la inflación respecto de la meta de manera más enérgica, sin tener que sacrificar mucho el producto. Basados en

¹⁹ Para testear cómo esto se pudo haber reflejado en la regla de política, incluimos la cuenta corriente en nuestras estimaciones. El coeficiente asociado con el superávit en cuenta corriente resultó negativo y estadísticamente significativo, indicando que el Banco Central tuvo una respuesta activa a los cambios en esta variable. Resultados disponibles a petición de los autores.

²⁰ Los estadígrafos PR fueron los siguientes: *supPR*: 174.48; *avgPR*: 71.27; y *expPR*: 83.94. Estos estadígrafos fueron calculados usando la matriz de covarianzas de Newey-West, robusta a autocorrelación serial de hasta doce rezagos.

²¹ Usamos una tasa de interés real *ex post* para el período 2000–05.

esta hipótesis, mostramos evidencia de la existencia de un quiebre estructural en la regla de política que caracteriza la conducción de la política monetaria. Encontramos que la regla de política ha tomado más en consideración las expectativas de inflación futura y se ha vuelto más agresiva para enfrentar la inflación.

REFERENCIAS

- Agénor, R.P. y N. Bayraktar (2003). "Contracting Models of the Phillips Curve; Empirical Estimates for Middle-Income Countries." Policy Research Working Paper N°3139, Banco Mundial.
- Albagli, E. y K. Schmidt-Hebbel (2005). "By How Much and Why Do Inflation Targeters Miss Their Targets?" Mimeo, Banco Central de Chile.
- Andrews, D (1993). "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point." *Econometrica* 61(4): 247–52.
- Andrews, D. y W. Ploberger (1994). "Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative." *Econometrica* 62(6): 1383–414.
- Bailliu, J. y E. Fujii (2004). "Exchange Rate Pass-through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation." Working paper 2004-12. Ottawa: Bank of Canada.
- Barro, R. y D. Gordon (1983). "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model." *Journal of Political Economy* 91(4): 589–610.
- Betts, C. y M.B. Devereux (1996). "The Exchange Rate in a Model of Pricing-to-Market." *European Economic Review* 40(3–5): 1007–21.
- Blinder, A. (1999). "Central Bank Credibility: Why Do We Care and How Do We Build It?" NBER Working Paper N°7161.
- Borensztein, E. y J. De Gregorio (1999). "Devaluation and Inflation After Currency Crises." Mimeo, Centro de Estudios Aplicados, Universidad de Chile.
- Calvo, G., O. Celasun y M. Kumhof (2003). "Inflation Inertia and Credible Disinflation: The Open Economy Case." NBER Working Paper N°9557.
- Campa, J.M. y L.S. Goldberg (2002). "Exchange Rate Pass-through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?" Documento de Investigación N°D/475, IESE, Universidad de Navarra.
- Céspedes, L.F., M. Ochoa y C. Soto (2005). "An Estimated New Keynesian Phillips curve for Chile." Documento de Trabajo N°333, Banco Central de Chile.
- Céspedes, L.F. y C. Soto (2005). "Credibility and Inflation Targeting in an Emerging Market: Lessons from the Chilean Experience." *International Finance* 8(3): 545–75.
- Céspedes, L.F. y R. Valdés (2006). "Autonomía de Bancos Centrales: La Experiencia Chilena." *Economía Chilena* 9(1): 25–45.
- Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy* 113(1): 1–45.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (2000). "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory." *Quarterly Journal of Economics* 115(1): 147–80.
- Corbo, V. (1998). "Reaching One-Digit Inflation: The Chilean Experience." *Journal of Applied Economics* 1(1): 153–64.
- Cukierman A. y A. Meltzer (1986). "A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information." *Econometrica* 54(5): 1099–128.
- De Gregorio, J. (2003). "Productivity Growth and Disinflation in Chile." Documento de Trabajo N°246, Banco Central de Chile.
- Dornbusch, R. (1977). "Inflation, Capital, and Deficit Finance." *Journal of Money, Credit, and Banking* 9(1): 141–50.
- Erceg, C. y A.T. Levin (2003). "Imperfect Credibility and Inflation Persistence." *Journal of Monetary Economics* 50(4): 915–44.
- Faust, J. y L.E.O. Svensson (2001). "Transparency and Credibility: Monetary Policy with Unobservable Goals." *International Economic Review* 42(2): 369–97.
- Fischer, S. (1994). "Modern Central Banking." En *The Future of Central Banking*, editado por F. Capie, C. Goodhart, S. Fischer y N. Schnadt. Cambridge, MA, EE.UU.: Cambridge University Press.
- Galí, J. y M. Gertler (1999). "Inflation Dynamics: A Structural Analysis." *Journal of Monetary Economics* 44(2): 195–222.
- Galí, J. M. Gertler y J.D. López-Salido (2001). "European Inflation Dynamics." *European Economic Review* 45(7): 1237–70.
- García, P. y J.E. Restrepo (2001). "Price Inflation and Exchange Rate Pass-through in Chile." Documento de Trabajo N°128. Santiago: Banco Central de Chile.
- Ghysels, E., A. Guay y A. Hall (1997). "Predictive Tests for Structural Change with Unknown Breakpoint." *Journal of Econometrics* 82(2): 209–33.
- Ghysels, E. y A. Hall (1990). "A Test for Structural Stability of Euler Conditions Parameters Estimated via the Generalized Method of Moments Estimator." *International Economic Review* 31(2): 355–64.

- Goldfajn, I. y S. Werlang (2000). "The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study." Documento de Trabajo N°423, Departamento de Economía, Pontificia Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- Guay, A. (2003). "Optimal Predictive Tests." *Econometric Reviews* 22(4): 379–410.
- Hutchison, M.M. y C. Walsh (1998). "The Output-Inflation Tradeoff and Central Bank Reform: Evidence from New Zealand." *Economic Journal* 108(448): 703–25
- Jondeau, E. y H. Le Bihan (2005). "Testing for the New Keynesian Phillips Curve: Additional International Evidence." *Economic Modelling* 22(3): 521–50.
- Landerretche, O., G. Lefort y R. Valdés (2002). "Causes and Consequences of Indexation: A Review of the Literature." En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto, Banco Central de Chile.
- Mankiw, N.G. y R. Reis (2002). "Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve." *Quarterly Journal of Economics* 117(4): 1295–328.
- Massad, C. (2003). *Políticas del Banco Central de Chile, 1997–2003*. Banco Central de Chile.
- Monacelli, T. (2003). "Monetary Policy in a Low Pass-through Environment." ECB Working Paper N°227, Banco Central Europeo.
- Morandé, F. (2002). "A Decade of Inflation Targeting in Chile." En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto, Banco Central de Chile.
- Posen, A. (1998). "Central Bank Independence and Disinflationary Credibility: A Missing Link?" *Oxford Economic Papers* 50(3): 335–59.
- Rudd, J. y K. Whelan (2003). "Inflation Targets, Credibility, and Persistence in a Simple Sticky-Price Framework." Finance and Economics Discussion Series Paper N°2003-43, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Rudd, J. y K. Whelan (2005). "New Tests of the New Keynesian Phillips Curve." *Journal of Monetary Economics* 52(6): 1167–81.
- Sargent, T.J. (1999). "A Primer on Monetary and Fiscal Policy." *Journal of Banking and Finance* 23(10): 1463–82.
- Schmidt-Hebbel K. y M. Tapia (2002). "Monetary Policy Implementation and Results in Twenty Inflation-Targeting Countries." Documento de Trabajo N°166, Banco Central de Chile.
- Schmidt-Hebbel, K. y A. Werner (2002). "Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate." Documento de Trabajo N°171, Banco Central de Chile.
- Sowell, F. (1996). "Optimal Tests for Parameter Instability in the Generalized Method of Moments." *Econometrica* 64(5): 1085–107.
- Taylor, J. (2000). "Low Inflation, Pass-through, and Pricing Power of Firms." *European Economic Review* 44(7): 1398–408.
- Walsh, C. (1995). "Optimal Contract for Central Bankers." *American Economic Review* 85(1): 150–67.

APÉNDICE

Frecuencia de Ajuste de Precios y Traspaso de Tipo de Cambio a Precios

Del texto principal, tenemos que la inflación de bienes importados está dada por

$$\pi_{M,t} = \frac{(1-\theta_M)(1-\theta_M\beta)}{\theta_M} (s_t + p_{M,t}^* - p_{M,t}) + \beta E_t \pi_{M,t+1}$$

Si normalizamos el precio externo de los bienes importados $p_{M,t}^* = 1$, la ley de movimiento del precio interno de este tipo de bienes está dada por

$$p_{M,t} = \frac{\lambda_M}{1+\lambda_M+\beta} s_t + \frac{1}{1+\lambda_M+\beta} p_{M,t-1} + \frac{\beta}{1+\lambda_M+\beta} p_{M,t+1},$$

donde $\lambda_M = [(1-\theta_M)(1-\theta_M\beta)]/\theta_M$. Para simplificar, supongamos que el tipo de cambio nominal sigue un *paseo aleatorio*. Sean δ_1 y $\delta_2 = (\beta/\delta_1)$ las raíces estables e inestables de la solución para $p_{M,t}$.²² Podemos

reformular la solución para el precio interno de los bienes importados de la siguiente manera:

$$p_{M,t} = \frac{1}{\delta_1} p_{M,t-1} + \frac{\lambda_M}{\delta_1} \frac{1}{1-\delta_2} s_t.$$

El coeficiente de traspaso de corto plazo del tipo de cambio a precios se define como

$$\frac{\partial p_{M,t}}{\partial s_t} = \lambda_M \frac{1}{\delta_1 - \beta}.$$

Bajo precios flexibles, $\lambda_M \rightarrow \infty$, $\delta_1 \rightarrow \infty$, y $(\delta_1/\lambda_M) \rightarrow 1$. Luego, la elasticidad del coeficiente de traspaso es unitaria. Si los precios son completamente rígidos, entonces $\lambda_M = 0$ y $\delta_1 = 1$. En este caso, el coeficiente de traspaso es cero. Utilizando un argumento de continuidad, el coeficiente de traspaso es creciente en λ_M y, por lo tanto, decreciente en θ_M .

²² El coeficiente δ_1 es la solución a $\delta_1^2 - \delta_1(1+\lambda_M+\beta) + \beta = 0$.