

METAS DE INFLACIÓN Y ANCLAJE DE EXPECTATIVAS INFLACIONARIAS EN ECONOMÍAS OCCIDENTALES*

Refet S. Gürkaynak**

Andrew T. Levin***

Andrew N. Marder***

Eric T. Swanson****

INTRODUCCIÓN

Muchos bancos centrales han adoptado un esquema formal de metas de inflación, basados en la convicción —y en la predicción de la teoría— de que un objetivo numérico explícito y difundido con claridad para el nivel de inflación por un período específico serviría, por sí solo, como un contundente mecanismo de comunicación que ayudaría a anclar las expectativas inflacionarias de largo plazo.¹ Sin embargo, verificar en forma empírica si los regímenes de metas de inflación han tenido éxito en esta dimensión ha resultado difícil, pues lo común es contar con datos escasos e infrecuentes de encuestas de expectativas inflacionarias de largo plazo.²

Este artículo utiliza datos diarios de rendimiento de bonos para Canadá, Chile y Estados Unidos para investigar si en dichos países las expectativas inflacionarias de largo plazo están ancladas, esencialmente ampliando el análisis de Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) y de Gürkaynak, Levin y Swanson (2006) a un estudio de datos comparables de Canadá y Chile. De los tres países, Canadá y Chile han tenido una política de metas de inflación durante gran parte de las décadas de 1990 y 2000, mientras que Estados Unidos no ha planteado un objetivo inflacionario numérico explícito. Para testear el éxito de las metas de inflación, en cuanto a anclar las expectativas inflacionarias de largo plazo, comparamos el rendimiento de bonos de largo plazo nominales y reajustables (indexados) entre los tres países en respuesta a noticias económicas relevantes. La compensación inflacionaria *forward* —definida como la diferencia entre las tasas de interés *forward*

de bonos nominales y reajustables— nos entrega una medida de alta frecuencia de la compensación que exige un inversionista para cubrir el nivel esperado de inflación y todos los riesgos asociados a esta, en un horizonte dado. Si la compensación inflacionaria a un horizonte muy lejano es relativamente insensible a las novedades del ámbito económico, una conclusión razonable es que quienes participan del mercado financiero tienen una visión bastante estable respecto de la distribución de la inflación en el largo plazo. Esto es precisamente lo que cabría esperar que sucediera en presencia de un objetivo inflacionario explícito y creíble.

La periodicidad diaria de nuestros datos sobre rendimiento de bonos, sumada a la alta frecuencia con que se difunden importantes estadísticas macroeconómicas y se hacen anuncios de política monetaria, nos permite contar con un amplio conjunto de datos para nuestro análisis. Esto es válido incluso para muestras que cubren apenas unos cuantos años —período para el que tenemos datos de bonos reajustables para Estados Unidos y de bonos nominales de largo plazo para Chile. Así, a diferencia de trabajos empíricos anteriores que utilizan datos trimestrales e incluso semestrales, podemos trabajar

* Agradecemos a Klaus Schmidt-Hebbel y Mauricio Larraín por su valiosa ayuda en la recopilación de información para este proyecto. También los útiles aportes y sugerencias de Rick Mishkin, Eric Parrado, Scott Roger, Brian Sack, Klaus Schmidt-Hebbel, Lars Svensson y Jonathan Wright, así como la excelente cooperación de Claire Hausman y Oliver Levine. Los juicios aquí emitidos son responsabilidad exclusiva de los autores, y no deben tomarse como un reflejo de la opinión del Sistema de la Reserva Federal, el Banco de la Reserva Federal de San Francisco o cualquier persona asociada con estos.

** Bilkent University.

*** Board of Governors of the Federal Reserve System.

**** Federal Reserve Bank of San Francisco.

¹ Ver, por ejemplo, Leiderman y Svensson (1995); Bernanke y Mishkin (1997); Svensson (1997); Bernanke y otros (1999).

² Para un análisis usando datos de encuestas semestrales sobre expectativas inflacionarias de largo plazo en la década de 1990 y principios de la de 2000 en un panel de países, ver Levin y Piger (2002).

con miles de observaciones diarias de la respuesta del rendimiento de bonos de largo plazo frente a la difusión de noticias económicas en Canadá, Chile y Estados Unidos.

Para Estados Unidos, encontramos que las tasas de interés nominales *forward* a plazos muy largos y la compensación inflacionaria responden de manera significativa y sistemática a una amplia variedad de comunicados sobre cifras macroeconómicas y anuncios de política monetaria. Todas estas respuestas son coherentes con un modelo en el que las expectativas del sector privado con respecto al objetivo inflacionario de largo plazo del banco central no están fuertemente ancladas, como demostramos. En Canadá, las tasas de interés *forward* a plazos muy largos y la compensación inflacionaria muestran poca o nula sensibilidad a las noticias económicas, sean estas internas o externas. Por tanto, el anclaje de las expectativas inflacionarias de largo plazo parece ser más sólido en Canadá que en Estados Unidos. Por último, los datos para Chile son más limitados en términos del período muestral, profundidad y amplitud de los mercados de renta fija y disponibilidad de comunicados macroeconómicos internos. A pesar de estas limitaciones, no encontramos una respuesta significativa de la compensación inflacionaria a muy largo plazo en Chile con respecto a las noticias macroeconómicas internas o externas.³

El artículo continúa como sigue. La sección I presenta dos modelos económicos de referencia para hacer la comparación con nuestros resultados empíricos. La sección II investiga las respuestas de las tasas de interés *forward* a muy largo plazo y de la compensación inflacionaria en Estados Unidos a las noticias económicas, y muestra que estas tasas responden mucho más que lo que cabría esperar de las predicciones de los modelos estándares. La sección III analiza explicaciones posibles para esta conclusión. La sección IV repite nuestro análisis empírico para Canadá y Chile con el fin de investigar hasta qué punto ayudan las metas de inflación a anclar la visión del sector privado respecto del objetivo inflacionario de largo plazo del banco central. La sección V presenta las conclusiones. Un apéndice provee una descripción detallada de todos los datos que hemos utilizado en el análisis.

I. IMPLICANCIAS DE LARGO PLAZO DE LOS MODELOS MACROECONÓMICOS

Para favorecer la interpretación de nuestros resultados econométricos, ayuda contar con un modelo que sirva como referencia. Consideramos dos modelos macroeconómicos estándares: un modelo neokeynesiano estándar (tomado de Clarida, Galí y Gertler, 2000) y una modificación de dicho modelo que permite la existencia de una fracción significativa de agentes de mirada retrospectiva (*backward looking*) o elementales (tomado de Rudebusch, 2001). Ambos modelos pueden entenderse como diferentes parametrizaciones de las ecuaciones siguientes:

$$\pi_t = \mu_\pi E_t \pi_{t+1} + (1 - \mu_\pi) A_\pi(L) \pi_t + \gamma y_t + \varepsilon_t^\pi \quad (1)$$

$$y_t = \mu_y E_t y_{t+1} + (1 - \mu_y) A_y(L) y_t - \beta(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^y, \quad (2)$$

donde π denota la tasa de inflación, y la brecha de actividad, e i la tasa de interés nominal de corto plazo, en tanto ε^π y ε^y son *shocks* independientes e idénticamente distribuidos (i.i.d.).⁴ Los parámetros μ y μ_y describen el grado de comportamiento prospectivo del modelo (*forward-looking*), y los polinomios de rezagos $A_\pi(L)$ y $A_y(L)$ resumen los parámetros que rigen la dinámica de todos los componentes retrospectivos del modelo.

La diferencia entre ambos modelos reside en hasta qué punto su comportamiento mira hacia delante. En el primer caso, el modelo neokeynesiano estándar, se supone que los agentes son totalmente prospectivos ($\mu = \mu_y = 1$), mientras que los valores para el resto de los parámetros de las ecuaciones se toman de Clarida, Galí y Gertler (2000). Ciertos autores, sin embargo, estiman valores mucho menores para μ (alrededor de 0.3) para reproducir el grado de persistencia inflacionaria observado en los datos para EE.UU., como por ejemplo: Fuhrer (1997); Roberts

³ Ertürk y Özlale (2005) obtienen un resultado similar de expectativas ancladas para Chile usando una especificación GARCH en datos mensuales para Chile.

⁴ Todas estas variables son normalizadas para tener valores estacionarios de cero.

(1997); Rudebusch (2001); Estrella y Fuhrer (2002). Así, en el segundo modelo considerado, fijamos $\mu = 0.3$ y tomamos de Rudebusch (2001) los valores para el resto de los parámetros.⁵ Obsérvese que el modelo de Rudebusch es uno de los más persistentes entre los modelos neokeynesianos híbridos de la literatura, debido a la inclusión de varios rezagos en el producto y la inflación en las ecuaciones (1) y (2), y un valor particularmente bajo para μ_y (Rudebusch supone que $\mu_y = 0$) en la ecuación IS (ecuación 2).

Cerramos estos dos modelos con una regla de tasa de interés de la forma siguiente:

$$i_t = (1-c)[(1+a)\bar{\pi}_t + by_t] + ci_{t-1} + \varepsilon_t^i, \quad (3)$$

donde $\bar{\pi}$ denota el promedio móvil de los últimos cuatro trimestres de la inflación, ε^i es un *shock* i.i.d., y a , b , y c son los parámetros de la regla.⁶ Cabe notar que la regla de política es tanto retrospectiva —la tasa de interés responde a valores corrientes de la brecha de actividad y de la inflación en lugar de sus respectivas proyecciones— como inercial, pues incluye la tasa rezagada de los fondos federales. Estas dos características tienden a agregar inercia a la tasa corta que, junto con la persistencia del modelo de Rudebusch, generalmente otorga al modelo la mejor chance posible de explicar la evidencia de estructura de plazos que veremos más adelante. Incluimos un *shock* a la tasa de interés ε_t^i , a fin de generar funciones de impulso respuesta.

Los tres paneles del gráfico 1 muestran la respuesta de la tasa de interés nominal de corto plazo frente a un *shock* de 1 por ciento a la ecuación de inflación, la ecuación de actividad y la ecuación de la tasa de interés, respectivamente, bajo nuestros dos modelos centrales.⁷ En el modelo neokeynésiano estándar (de Clarida, Gali y Gertler), el efecto de los *shocks* macroeconómicos y de política monetaria sobre la tasa de interés de corto plazo desaparece bien rápido, normalmente antes de un año. La tasa de interés se muestra mucho más persistente en el modelo parcialmente retrospectivo (Rudebusch). Sin embargo, incluso en ese modelo la tasa de interés de corto plazo retorna esencialmente a su nivel de estado estacionario dentro de diez años después del *shock*.

II. SENSIBILIDAD DE LAS TASAS LARGAS DE EE.UU. A LAS NOTICIAS ECONÓMICAS

Veamos ahora cómo se condicen las predicciones de nuestros modelos con los datos estadounidenses. Los modelos predicen que los comunicados de cifras macroeconómicas y anuncios de política monetaria deberían afectar la trayectoria de las tasas de interés nominales únicamente en el corto plazo. Para analizar si los datos de EE.UU. cuadran con las predicciones de los modelos, debemos buscar más allá de la respuesta de las tasas de interés los primeros años después del *shock* y centrarnos más bien en el comportamiento de las tasas de interés *forward* para varios años más adelante.

A menudo las tasas *forward* tienen gran utilidad como medio de interpretar la estructura de plazos de las tasas de interés. Para un bono con vencimiento a m años, el retorno $r_t^{(m)}$ representa la tasa de retorno que exige el inversionista que presta dinero hoy a cambio de un único pago futuro dentro de m años (para el caso de un bono cero cupón). En comparación, la tasa *forward* a un año k años adelante $f_t^{(k)}$ representa la tasa de retorno entre el período $t+k$ y el período $t+k+1$ que exigiría el mismo inversionista para comprometerse hoy a otorgar un préstamo a un año partiendo en el momento $t+k$ y con vencimiento en $t+k+1$. El nexo entre estos conceptos es simple: un instrumento cero

⁵ Rudebusch estima y usa como valor de $\mu = 0.29$ en la ecuación de inflación, y fija $\mu = 0$ en la ecuación de producto, valor que tomamos para nuestra segunda especificación. Hay ciertas diferencias menores de dinámica temporal entre la especificación del modelo de Rudebusch y las ecuaciones 1 y 2. Para generar las funciones de impulso respuesta del gráfico 1, utilizamos el modelo con la especificación exacta de Rudebusch (2001), pero estas diferencias de especificación no causan ningún efecto discernible en nuestros resultados.

⁶ Usamos los valores estimados por Rudebusch (2002) para a , b y c de 1987:4 a 1999:4: $a = 0.53$; $b = 0.93$; $c = 0.73$.

⁷ En una discusión de nuestro artículo en el Banco Central de Chile, Eric Parrado reportó funciones de impulso respuesta usando el modelo macroeconómico para economía pequeña y abierta de Gali y Monacelli (2005), calibrado en líneas generales para reproducir los datos de Canadá y Chile. Los resultados fueron coherentes con nuestro análisis para los modelos neokeynesianos estándares para economía cerrada presentados aquí: en particular, las tasas de interés de corto plazo retornaban al estado estacionario diez años después del *shock*. En efecto, dicho modelo volvió al estado estacionario aun más rápido: apenas cuatro o cinco años, comparado con los siete u ocho del modelo de Rudebusch. Pensamos que la diferencia se debe a los parámetros persistentes del modelo de Rudebusch, más que a la falta de un mecanismo de transmisión en economía abierta en dicho modelo.

cupón a m años (compuesto continuo) se puede ver como una secuencia de acuerdos *forward* a un año por m años.⁸

$$f_t^{(k)} = (k+1)r_t^{(k+1)} - kr_t^{(k)}. \quad (4)$$

En nuestro análisis, usamos datos de la Reserva Federal para las tasas de interés *forward* de bonos del Tesoro de EE.UU.⁹ Dado nuestro interés por medir las expectativas de largo plazo, centramos el análisis en la duración más larga para la que contamos con datos de bonos de alta calidad. La liquidez y profundidad de los mercados de bonos de gobierno a un horizonte de diez años y alrededor de este nos llevó a enfocarnos en la tasa *forward* a un año, nueve años adelante (esto es, la tasa *forward* a un año que finaliza en diez años). El análisis de la sección anterior muestra que este horizonte está lo suficientemente lejano como para dar largo tiempo a los modelos macroeconómicos estándares a retornar al estado estacionario, de manera que los movimientos de las tasas de interés *forward* o de la compensación inflacionaria a estos horizontes no deberían atribuirse a respuestas transitorias de la economía a un *shock* económico.

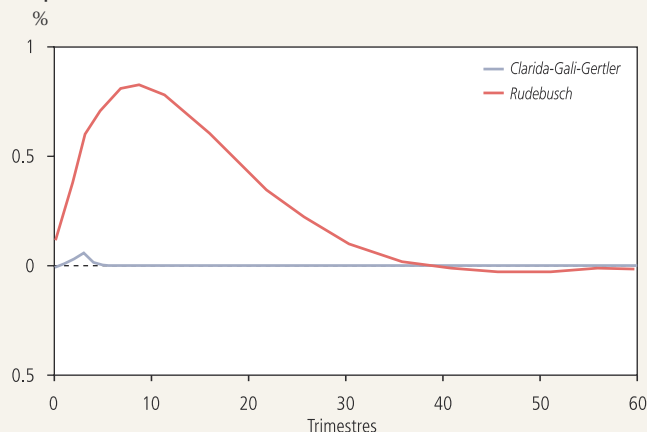
⁸ Si se pudiera observar directamente el rendimiento del bono cero cupón, el cómputo de las tasas *forward* sería tan simple como esto. En la práctica, sin embargo, la mayoría de los bonos de gobierno, en Estados Unidos y fuera hacen pagos regulares a los cupones, por lo que el tamaño y la periodicidad de los cupones debe tomarse en cuenta para traducir el rendimiento observado en la curva implícita de rendimiento cero cupón. En los resultados de más abajo, también investigamos si el uso de STRIPS del Tesoro de EE.UU. (que son instrumentos cero cupón que no requieren ajustar primero una curva de rendimiento) altera la respuesta estimada de las tasas *forward* nominales a muy largo plazo en Estados Unidos. Nuestros resultados con datos de STRIPS son esencialmente idénticos.

⁹ La Reserva Federal computa los rendimientos de los bonos cero-cupón a partir de observaciones de rendimientos off-the-run de bonos del Tesoro de EE.UU. usando la extensión de Nelson-Siegel descrita en Svensson (1994). Para detalles, ver Gürkaynak, Sack y Wright (2005).

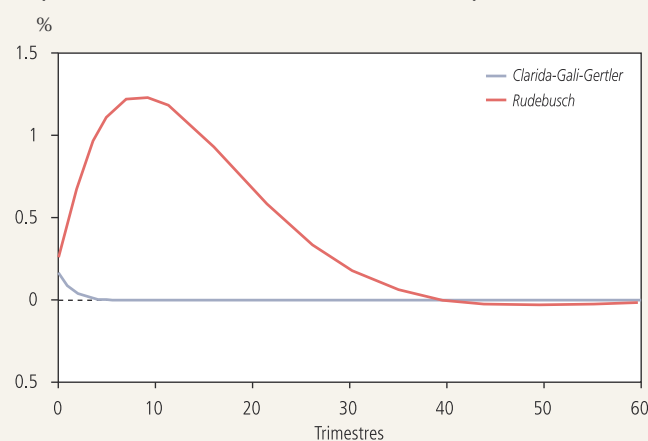
GRÁFICO 1

Funciones de Impulso Respuesta para Modelos Macroeconómicos Estándares

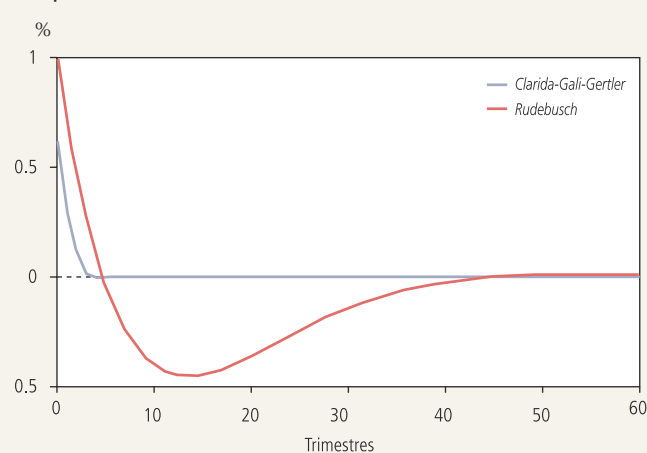
Respuesta de la tasa de interés a un *shock* de inflación de 1%



Respuesta de la tasa de interés a un *shock* de producto de 1%



Respuesta de la tasa de interés a un *shock* de interés de 1%



Fuente: Elaboración de los autores.

Para medir los efectos de la publicación de cifras macroeconómicas sobre las tasas de interés, se debe computar el componente inesperado (o sorpresa) de cada divulgación de datos macroeconómicos, puesto que el componente esperado de esta no debería tener ningún efecto en los mercados financieros.¹⁰ Al usar los componentes sorpresa de la divulgación de cifras macroeconómicas, donde las expectativas se miden pocos días antes de que se publiquen las cifras oficiales, también se elimina todo posible factor de endogeneidad proveniente de una retroalimentación de las tasas de interés hacia la macroeconomía. Cualquier efecto de esta naturaleza, en la medida en que sean sistemáticos o predecibles, se integrará a la proyección del mercado respecto de la publicación estadística.

Para medir el componente sorpresa de cada publicación de cifras, computamos la diferencia entre la publicación oficial y la mediana de la predicción de analistas profesionales pocos días antes de la publicación oficial. Para Estados Unidos, usamos datos de predicciones profesionales para la divulgación de cifras estadísticas la semana siguiente, que publica *Money Market Services* todos los viernes para 39 series de datos macroeconómicos diferentes.¹¹ No todos estos 39 conjuntos de datos tienen un impacto significativo en las tasas de interés, ni siquiera en el extremo corto de la curva de rendimiento. Por tanto, para conservar el espacio y reducir el número de variables exógenas de nuestras regresiones, restringimos la atención a las variables identificadas por Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) que tienen efectos estadísticamente significativos sobre la tasa del bono del Tesoro a un año sobre el período 1990–2002: utilización de capacidad, confianza del consumidor, el índice de inflación subyacente, el índice de costo del empleo (ECI), el anticipo (o el primer comunicado) del PIB real, las demandas iniciales de seguro de desempleo, la encuesta de la Asociación Nacional de Gerentes de Compra (NAPM) / Instituto de Gestión de Oferta (ISM) sobre la actividad industrial, la venta de viviendas nuevas, salarios de empleados no agrícolas, las ventas minoristas y la tasa de desempleo.¹²

Al igual que con la divulgación de cifras macroeconómicas, debemos computar el componente sorpresa de los anuncios de política monetaria en cada uno de los países para medir los efectos de dichos

anuncios sobre las tasas de interés. Medimos la sorpresa de política monetaria en Estados Unidos usando las tasas a futuro de los fondos federales (*Fed funds*), los que entregan medidas de alta calidad y virtualmente continuas de las expectativas del mercado para la tasa de los fondos federales (Krueger y Kuttner, 1996; Rudebusch, 1998; Brunner, 2000).¹³ El contrato a futuro de fondos federales para un mes en particular se liquida al final del mes sobre la base del promedio de la tasa de los fondos federales realizada en el curso de dicho mes. Así, las variaciones diarias de la tasa a futuro dentro del mes corriente reflejan revisiones de las expectativas del mercado respecto de la que será la tasa de interés de los fondos federales el resto del mes. Como explican Kuttner (2001) y Gürkaynak, Sack y Swanson (2002), la variación de la tasa contratada del mes en curso el día de un anuncio del Comité Federal de Mercado Abierto (FOMC), cuya escala se incrementa para registrar el día del mes en que se hizo el anuncio, provee una medida del componente sorpresa de la decisión del FOMC.¹⁴ Computamos el componente sorpresa asociado con la acción del FOMC en cada reunión y entre reuniones para nuestra muestra.¹⁵

¹⁰ Kuttner (2001) testea y confirma esta hipótesis para el caso de los anuncios de política monetaria.

¹¹ Varios autores encuentran que los datos de *Money Market Services* son de alta calidad (por ejemplo, Balduzzi, Elton y Green, 2001; Andersen y otros, 2003; Gürkaynak, Sack y Swanson, 2005).

¹² Además de estas once variables, Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) incluyen indicadores líderes y el índice subyacente de precios del productor en su análisis. Originalmente nosotros también incluimos estas dos variables, pero nunca entraron con alguna significancia en nuestras regresiones, aun en el horizonte más corto y al nivel del diez por ciento. Por tanto, las omitimos de los resultados para ahorrar espacio y reducir el número de variables explicativas. Así todo, nuestros resultados son esencialmente idénticos cuando incluimos estas variables en las regresiones y cuando no.

¹³ Gürkaynak, Sack y Swanson (2002) muestran que, entre los múltiples instrumentos de mercado que podrían reflejar las expectativas de política monetaria, el mejor predictor de acciones futuras de política son los futuros de los fondos federales.

¹⁴ Para evitar los factores a escala muy grande, si el anuncio de política monetaria ocurre en los últimos siete días del mes, usamos la tasa de contrato del mes siguiente en lugar de escalar hacia arriba la tasa del mes corriente.

¹⁵ La única excepción es que excluimos la rebaja de 50 puntos base el 17 de septiembre del 2001 (entre reuniones), porque los mercados financieros estuvieron cerrados varios días antes de que se tomara esta acción y porque tal rebaja respondió al fuerte shock exógeno sobre la economía y los mercados financieros de EE.UU. Sería muy difícil desenmarañar los efectos de la política monetaria y del shock propiamente tal en los mercados financieros ese día.

1. Sensibilidad de las Tasas de Interés de EE.UU. a las Noticias Económicas

El cuadro 1 registra las tasas de interés nominales de Estados Unidos en el período 1994–2005.¹⁶ Cada columna muestra los resultados de una regresión de variaciones diarias de la respectiva tasa de interés sobre el componente sorpresa de las publicaciones de cifras macroeconómicas y anuncios de política monetaria listados a la izquierda.¹⁷ Corremos la regresión de la variación de las tasas de interés sobre todas nuestras sorpresas macroeconómicas y de política monetaria en conjunto para dar cuenta correcta de los días en que se difundió más de una noticia económica. Para facilitar la interpretación de nuestros coeficientes estimados, normalizamos cada sorpresa macroeconómica por su desviación estándar. Cada coeficiente del cuadro estima, entonces la respuesta de la tasa de interés en puntos base por desviación estándar de la sorpresa en la correspondiente cifra estadístico macroeconómica. La única excepción a esta regla son las sorpresas de política monetaria, que dejamos en puntos base, de modo que estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta.

La primera columna del cuadro 1 muestra la respuesta de la tasa *spot* de los bonos del Tesoro a un año frente a anuncios económicos, como referente de comparación. Como podría esperarse de una regla tipo Taylor o de la observación casual de los mercados financieros estadounidenses, las tasas de interés de más corto plazo muestran respuestas muy significativas a sorpresas de los comunicados de datos macroeconómicos y anuncios de política monetaria. Más aun, tales respuestas por lo general son coherentes con lo que cabría esperar de una regla de Taylor: sorpresas debido a cifras de inflación, producto o empleo por sobre lo esperado hacen subir la tasa de interés de corto plazo, mientras que sorpresas en la misma dirección con respecto a reclamos iniciales de seguros de desempleo (un indicador económico contracíclico) la hacen bajar. Las magnitudes de estas estimaciones parecen razonables: una sorpresa de dos desviaciones estándar generan, en promedio, una variación de 3 a 10 puntos base en la tasa a un año (dependiendo del estadístico) en la muestra. Las sorpresas de política monetaria originan una respuesta de uno a tres o de uno a dos en el retorno a un año de la tasa de los fondos federales. Tal respuesta es coherente con la noción de que un cambio sorpresivo en la tasa de los

fondos federales suele no ser una sorpresa total para los mercados, sino más bien un adelanto o un retraso de una acción de política cuya futura ocurrencia ya se consideraba probable hasta cierto punto.

La columna central del cuadro 1 muestra la respuesta a las noticias económicas de las tasas de interés *forward* a muy largo plazo de EE.UU. Si diez años es tiempo suficiente como para que la economía estadounidense retorne al estado estacionario tras un *shock* económico —como sugieren nuestras simulaciones anteriores y si las expectativas inflacionarias de largo plazo están firmemente ancladas en Estados Unidos—, cabría esperar una respuesta mínima o nula de dichas tasas a las noticias económicas. No es el caso, sin embargo: las tasas *forward* nominales de Estados Unidos presentan una respuesta significativa a nueve de las doce publicaciones de cifras macroeconómicas consideradas, a menudo con un grado muy alto de significancia estadística y rechazan el test de la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de la regresión son cero con un valor p del orden de 10^{-10} . Los coeficientes estimados no solo son estadísticamente significativos; también su magnitud es grande, con frecuencia más de la mitad del efecto sobre la tasa de interés de corto plazo. Por último, los signos de estos coeficientes no son los que son por azar, sino un fiel reflejo del efecto sobre las tasas de interés de corto plazo y el panorama inflacionario de corto plazo. Este reflejo es coherente con que el mercado espere cierto grado de traspaso desde la inflación de corto plazo a la expectativa inflacionaria de largo plazo. El caso de las sorpresas de política monetaria ofrece talvez el ejemplo más llamativo de este patrón: el efecto estimado de las sorpresas de política monetaria sobre las tasas de interés nominales de muy largo plazo es el opuesto del efecto de las sorpresas en la tasa *spot* a un año. En otras palabras, una sorpresa contractiva de política

¹⁶ Nuestros datos Strips parten en 1994, por lo que restringimos el análisis del cuadro 1 al período posterior a 1994. Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) reportan resultados muy similares para el período 1990–2002 usando tasas *forward* tomadas de una curva de rendimiento estimada.

¹⁷ A pesar de tener cerca de mil observaciones diarias en cada una de estas regresiones, la mayoría de los elementos de los regresores individuales son cero, ya que las estadísticas macroeconómicas se publican generalmente una vez al mes (el PIB en forma trimestral y las demandas iniciales, semanal). En todas nuestras regresiones nos restringimos a los días en que se publicó alguna cifra macroeconómica o se hizo un anuncio de política monetaria, pero los resultados no son sensibles a esta restricción.

CUADRO 1

**Respuesta de la Tasa *Forward* de EE.UU.
a Noticias Macroeconómicas Internas, 1994–2005^a**

Variable explicativa	Tasa nominal a un año	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años, de <i>Strips</i>
Utilización de capacidad	1.76*** (3.78)	1.24** (2.05)	0.80 (1.21)
Confianza del consumidor	1.36*** (3.13)	1.04* (1.85)	0.88 (1.43)
Inflación subyacente	1.92*** (3.29)	1.47* (1.94)	1.80** (2.16)
Índice de costo de empleo	1.66** (2.28)	1.87* (1.98)	1.24 (1.20)
PIB real (avance)	1.37* (1.95)	0.36 (0.40)	–0.08 (–0.08)
Inicio reclamos seguro de desempleo	–0.91*** (–4.16)	–0.59** (–2.07)	–0.62** (–2.00)
Encuesta industrial NAPM/ISM	2.40*** (5.58)	2.54*** (4.55)	2.79*** (4.56)
Venta de viviendas nuevas	0.77* (1.88)	0.85 (1.60)	1.01* (1.73)
Planillas no agrícolas	4.63*** (10.24)	2.51*** (4.28)	2.62*** (4.08)
Ventas minoristas (excl. autos)	2.15*** (3.75)	1.69** (2.26)	1.36* (1.66)
Tasa de desempleo	–1.63*** (–3.32)	0.38 (0.60)	–0.52 (–0.74)
Política monetaria	0.30*** (4.78)	–0.17** (–2.14)	–0.24*** (–2.71)
N° observaciones	1,371	1,371	1,371
R ²	0.16	0.06	0.05
Test conjunto (valor <i>p</i>)	0.000***	0.000***	0.000***

Fuente: Elaboración de los autores.

a. La muestra abarca de enero 1994 a octubre 2005, con frecuencia diaria en las fechas de anuncios macroeconómicos y de política monetaria. Las regresiones incluyen una constante, una *dummy* Y2K que toma el valor 1 el primer día hábil del año 2000, y una *dummy* para fin de año que toma el valor de 1 el primer día hábil de cualquier año (no se reportan coeficientes). Los anuncios sorpresa de cifras macroeconómicas son normalizados por su desviación estándar, de manera que los coeficientes representan un punto base por una desviación estándar de respuesta. Las sorpresas de política monetaria están en puntos base, por tanto estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta. El test conjunto (valor *p*) es para la hipótesis de que todos los coeficientes (salvo la constante y las variables *dummy*) son cero. Entre paréntesis, estadísticos *t*.

* Estadísticamente significativo al 10 por ciento. ** Estadísticamente significativo al 5 por ciento. *** Estadísticamente significativo al 1 por ciento.

monetaria produce una caída de las tasas nominales *forward* de muy largo plazo, resultado en línea con las conclusiones de Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) para sus muestras de 1990–2002 y 1994–2002. También es coherente con que los mercados financieros esperen un traspaso desde la proyección inflacionaria de corto plazo a la inflación de largo plazo, como demostramos más adelante en la sección III.

La columna de la derecha del cuadro 1 reporta un chequeo a la robustez de los resultados arriba descritos, en los que computamos la respuesta de la tasa *forward* de un año con vencimiento en diez años usando *Strips*¹⁸ del Tesoro de EE.UU. en lugar de datos de la curva suavizada de rendimiento de la Reserva Federal. Los *Strips* son instrumentos cero cupón cuyo rendimiento entrega una medida directa, de mercado, de las tasas *forward*, que no es necesario ajustar ni suavizar (por otro lado, los *Strips* son menos líquidos que los pagarés y bonos del Tesoro por lo tanto tienen *spreads bid-ask* más amplios y mayores costos de transacción, con lo que el precio observado se convierte en una medida menos limpia del verdadero valor sombra de los instrumentos e introduce cierto ruido en nuestras estimaciones). Los resultados que aparecen en la columna de la derecha del cuadro 1 están muy en línea con los de la del medio: siete de los doce comunicados macroeconómicos considerados producen respuestas significativas de las tasas de interés *forward* a muy largo plazo, con magnitudes muy cercanas a las de nuestras estimaciones basadas en la curva de rendimiento, y la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes son iguales a cero es también rechazada en niveles extremadamente altos de significancia estadística (un valor p del orden de 10^{-9}). Todas estas observaciones sugieren que nuestros resultados no son atribuibles a ningún artefacto de ajuste de la curva de rendimiento involucrado en el cómputo de tasas *forward* para los documentos del Tesoro cero cupón.

2. SENSIBILIDAD DE TASAS DE INTERÉS Y COMPENSACIÓN INFLACIONARIA A NOTICIAS ECONÓMICAS

El Tesoro de Estados Unidos tiene instrumentos indexados a la inflación desde 1997. La pregunta obvia que surge de nuestras estimaciones anteriores es, entonces, hasta qué punto se pueden atribuir las fuertes respuestas de las tasas de interés *forward* a

muy largo plazo a variaciones de las tasas de interés reales, a diferencia de variaciones de la compensación inflacionaria, esto es, la diferencia entre las tasas de interés nominales y reales. El cuadro 2 investiga esta interesante cuestión.

La mayor desventaja de los instrumentos indexados del Tesoro de EE.UU.—conocidos comúnmente como TIPS— es que se emitieron por primera vez en enero de 1997 y solo en frecuencia anual por los primeros años. Por lo tanto, es imposible calcular una tasa real *forward* a muy largo plazo hasta enero de 1998, lo que nos da una muestra que cubre apenas unos siete años y medio. Sin embargo, la alta frecuencia de los datos nos provee cerca de mil observaciones con las cuales realizar nuestro análisis.

Nuestros datos de tasas de interés reales *forward* implícitas en los TIPS provienen de la Reserva Federal.¹⁹ Definimos compensación inflacionaria *forward* como la diferencia entre la tasa nominal y la tasa real (ambas *forward*) para cada horizonte. Esta medida captura la compensación exigida por los inversionistas tanto por la inflación esperada al horizonte dado como por el riesgo o incertidumbre asociada con dicha inflación.²⁰

En las primeras dos columnas del cuadro 2, repetimos las regresiones de la tasa *spot* de un año y la tasa a un año diez años adelante sobre nuestras sorpresas macroeconómicas en la muestra de TIPS (1998–2005). Nuestros resultados con esta muestra son muy similares a los del cuadro 1, aunque se reduce la significancia

¹⁸ Los Strips (*Separate Trading of Registered Interest and Principal Securities*) se crean desacoplando el cupón individual y pagos de principal de los pagarés y bonos del Tesoro de EE.UU., quedando como instrumentos cero cupón. Ver Sack (2000) para detalles y para la posible utilidad de los Strips en la estimación de la curva de rendimiento del Tesoro. En este artículo computamos la tasa *forward* de un año con vencimiento en diez años usando un Strips de nueve años y el Strips de diez años y aplicando la ecuación (1).

¹⁹ La Reserva Federal entrega estimaciones reales para la curva de rendimiento desde enero 1999. Aquí ampliamos hacia atrás la serie de tasas *forward* de nueve a diez años hasta enero de 1998 tomando las tasas TIPS a nueve y diez años y computando la tasa *forward* implícita entre ambas usando la aproximación de Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983).

²⁰ Las tasas reales *forward*, las tasas nominales y la compensación inflacionaria también pueden verse afectadas por otros factores, tales como premios por plazo y premios por liquidez. En la sección siguiente se revisa la robustez de todos nuestros resultados con respecto a estos tipos de premios por riesgo.

CUADRO 2

**Respuesta de la Tasa *Forward* de EE.UU.
a Noticias Macroeconómicas Internas, 1998–2005^a**

Variable explicativa	Tasa nominal a un año	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años	Tasa real <i>forward</i> a diez años	Compensación inflacionaria <i>forward</i> a diez años
Utilización de capacidad	1.55*** (2.92)	0.91 (1.33)	0.51 (1.31)	0.40 (0.66)
Confianza del consumidor	1.34** (2.57)	0.50 (0.75)	0.18 (0.47)	0.32 (0.55)
Inflación subyacente	1.01 (1.58)	1.25 (1.53)	−0.37 (−0.80)	1.63** (2.28)
Índice de costo de empleo	1.14 (1.48)	1.13 (1.15)	−0.10 (−0.17)	1.23 (1.43)
PIB real (avance)	2.37*** (2.92)	1.91* (1.84)	0.02 (0.04)	1.89** (2.08)
Inicio reclamos seguro de desempleo	−1.06*** (−4.25)	−0.74** (−2.32)	−0.20 (−1.09)	−0.54* (−1.94)
Encuesta industrial NAPM/ISM	2.26*** (4.39)	2.96*** (4.49)	1.74*** (4.59)	1.22** (2.12)
Venta de viviendas nuevas	0.23 (0.51)	0.67 (1.15)	−0.32 (−0.94)	0.99* (1.93)
Planillas no agrícolas	4.45*** (8.02)	1.79** (2.52)	1.26*** (3.07)	0.54 (0.88)
Ventas minoristas (excl. autos)	1.60*** (2.55)	1.52* (1.88)	0.68 (1.46)	0.84 (1.18)
Tasa de desempleo	−1.20* (−1.95)	0.89 (1.13)	0.84* (1.85)	0.05 (0.07)
Política monetaria	0.36*** (4.35)	−0.01 (−0.13)	0.01 (0.18)	−0.02 (−0.26)
Nº observaciones	950	950	950	950
R ²	0.15	0.06	0.04	0.04
Test conjunto (valor <i>p</i>)	0.000***	0.000***	0.000***	0.010**

Fuente: Elaboración de los autores.

a. La muestra abarca de enero 1998 a octubre 2005, con frecuencia diaria en las fechas de anuncios macroeconómicos y de política monetaria. Las regresiones incluyen una constante, una *dummy*Y2K que toma el valor 1 el primer día hábil del año 2000, y una *dummy* para fin de año que toma el valor de 1 el primer día hábil de cualquier año (no se reportan coeficientes). Los anuncios sorpresa de cifras macroeconómicas son normalizados por su desviación estándar, de manera que los coeficientes representan un punto base por una desviación estándar de respuesta. Las sorpresas de política monetaria están en puntos base, por tanto estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta. La compensación inflacionaria es la diferencia entre las tasas nominales y reales. El test conjunto (valor *p*) es para la hipótesis de que todos los coeficientes (salvo la constante y las variables *dummy*) son cero. Entre paréntesis, estadísticos *t*.

* Estadísticamente significativo al 10 por ciento. ** Estadísticamente significativo al 5 por ciento. *** Estadísticamente significativo al 1 por ciento.

estadística de nuestros coeficientes estimados para las dos regresiones. Por ejemplo, solo cinco de nuestros doce coeficientes para la tasa nominal diez años adelante resultan significativos en la muestra más corta, comparados con nueve de doce en el cuadro 1, aunque la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes son cero en dicha regresión sigue siendo rechazada para niveles muy altos de significancia estadística.²¹ Los signos y magnitudes de los coeficientes de estas dos columnas también son muy similares a los que estimamos para el período más largo, de 1994 a 2005.

En las columnas tercera y cuarta del cuadro 2, descomponemos la respuesta de las tasas *forward* nominales entre la parte real y la compensación inflacionaria que la conforman. Encontramos alguna evidencia de que parte de la respuesta estimada de las tasas *forward* nominales se debe en realidad a los movimientos de las tasas de interés reales, en particular en los datos de la encuesta industrial NAPM/ISM y de planillas de trabajo no agrícola.²² En la mayoría de los casos, sin embargo, la respuesta de las tasas de interés nominales de largo plazo se debe —al menos en parte— a cambios en la compensación inflacionaria. Cinco de nuestros doce coeficientes estimados son estadísticamente significativos, y la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes son cero se rechaza con un valor p cercano a 1 por ciento.

III. POSIBLES EXPLICACIONES PARA EL COMPORTAMIENTO DE LAS TASAS LARGAS DE EE.UU.

En estado estacionario, la tasa de interés nominal de corto plazo, i , es igual a la tasa de interés real de estado estacionario, r^* , más el nivel de inflación de estado estacionario, π^* , según la ecuación de Fisher:

$$i^* = r^* + \pi^* . \quad (5)$$

Como ya se mencionó, la teoría estándar de determinación de precios de activos indica que la tasa *forward* a un horizonte lo suficientemente largo —esto es, $f_t^{(N)}$ para un N grande, donde $f_t^{(N)}$ es la tasa *forward* con vencimiento a N años— es igual a la tasa de corto plazo esperada en estado estacionario más un premio por riesgo, ρ :

$$f_t^{(N)} = r^* + \pi^* + \rho . \quad (6)$$

El hecho de que $f_t^{(N)}$ responda a muchas publicaciones de cifras macroeconómicas y sorpresas de política monetaria indica que uno (o más) de los términos r^* , π^* , y ρ está cambiando en respuesta a dichas sorpresas.

1. Algunas No-Explicaciones para el Puzle de Exceso de Sensibilidad: r^* y ρ

En nuestra búsqueda de una solución al puzle de exceso de sensibilidad documentado más arriba consideramos, pero al final descartamos, dos causas posibles: un cambio en r^* (la tasa de interés real de equilibrio de largo plazo) y un cambio en ρ (el premio por riesgo). Aunque r^* es un componente de las tasas cortas de estado estacionario potencialmente variante en el tiempo, nuestros resultados para las tasas *forward* nominales probablemente no obedecen a una respuesta de r^* a alguna sorpresa. Tenemos dos razones para descartar la variación temporal de las tasas reales de estado estacionario como principal responsable. Una, que los TIPS entregan una medida de las tasas *forward* reales a muy largo plazo, y la sensibilidad de las tasas nominales estadounidenses a las noticias económicas casi siempre se puede atribuir a cambios en la compensación inflacionaria, antes que a variaciones de las tasas reales (cuadro 2). La otra, que muchas de las respuestas estimadas de la tasa de interés nominal son difíciles de interpretar en términos de variaciones de r^* . Por ejemplo, no es fácil explicar por qué una pequeña alza sorpresa de la inflación (sea del IPC o del IPP) habría de conducir al mercado a corregir al alza su estimación

²¹ La significancia de la respuesta negativa de las tasas *forward* nominales frente a sorpresas de política monetaria brilla por su ausencia en esta última muestra, quizá reflejando el que tales sorpresas por lo general se hacen más pequeñas y menos frecuentes en la parte final de nuestra muestra (Swanson, 2005). Otra explicación posible para el menor número de coeficientes significativos en la muestra posterior es que tasas largas de EE.UU. gradualmente se van anclando mejor en Estados Unidos. Lo dejamos planteado como un tema interesante de estudio futuro.

²² No tomamos partido en cuanto a la razón por la que las tasas reales a muy largo plazo podrían moverse en respuesta a las noticias económicas, pero una posible explicación es que los mercados perciben esta publicación de datos en particular como informativa respecto de la tasa de crecimiento de largo plazo de la productividad de la economía y, en consecuencia, sobre la tasa de interés real de equilibrio.

de r^* .²³ De modo similar, una contracción sorpresa de la política monetaria probablemente no hará que el mercado corrija a la baja su estimación de r^* . Presumiblemente, una contracción sorpresiva, en la medida en que entregue información sobre r^* , indica que el FOMC percibe que r^* es más alto que la estimación del mercado.

Esto no quiere decir necesariamente que los cambios de percepción del mercado respecto de r^* no son importantes. De hecho, un cambio en r^* puede haber tenido cierto efecto sobre las tasas largas de la muestra, en particular a fines de los años noventa, cuando el aumento estimado de productividad en el largo plazo de Estados Unidos estaba en constante evolución. Sin embargo, explicar nuestros resultados empíricos solo a partir de un cambio en r^* , es probablemente difícil, dadas las razones antes descritas.

También se podría argumentar que la explicación más probable de nuestro hallazgo de exceso de sensibilidad en las tasas de interés de largo plazo son cambios en el premio por riesgo, ρ . Mientras algunos autores encuentran muy poca evidencia de variación temporal de los premios por riesgo en los datos (por ejemplo, Bekaert, Hodrick y Marshall, 2001), varios estudios prominentes (como Fama y Bliss, 1987; Campbell y Shiller, 1991) documentan violaciones severas de la hipótesis de expectativas para una amplia variedad de muestras y papeles financieros, y sugieren que los premios por riesgo contenidos en el rendimiento de los bonos de largo plazo pueden efectivamente variar mucho en el tiempo. Un premio por riesgo variante en el tiempo a menudo se enarbola como explicación del puzle de volatilidad excesiva y como un probable causante de que la hipótesis de expectativas falle para plazos más largos.

Para nuestro análisis, sin embargo, en la medida en que la variación del premio por riesgo sea lo bastante pequeña en las altas frecuencias consideradas, la variación del rendimiento de los bonos a lo largo del día efectivamente permite eliminar el premio por riesgo en cada punto de la muestra, lo que nos permite interpretar que dicha variación responde principalmente a un cambio de expectativas. Si bien a priori no hay razón para que el premio por riesgo varíe solo en frecuencia baja, los predictores del exceso de retorno en los bonos destacado en los estudios arriba citados por lo general tienen

esta característica, esto es, que la variación de un día para otro es muy baja, mientras que las grandes variaciones en los premios estimados por ellos ocurren a frecuencia mucho menor, particularmente el ciclo económico (Cochrane y Piazzesi, 2005; Piazzesi y Swanson, 2004). Por lo tanto, la falla de la hipótesis de expectativas no basta por sí sola para poner en tela de juicio nuestro análisis.

En todo caso, el premio por riesgo no es muy bien comprendido, de modo que el que las estimaciones previas del riesgo variante en el tiempo hayan encontrado cierta capacidad de predicción solo en frecuencias bajas no implica que no podrían cambiar de manera apreciable de un día para otro. Para que las variaciones del premio por riesgo expliquen nuestros resultados, habría que explicar por qué se movería de manera sistemática en la forma que documentamos aquí, correlacionado positivamente con las noticias de producto e inflación y moviéndose en dirección contraria a las sorpresas de política monetaria.²⁴ Más aun, tendríamos que explicar por qué no encontramos movimientos similares en el premio por riesgo del Reino Unido o de Suecia, como se documenta en Gürkaynak, Levin y Swanson (2006) —si algo, se podría esperar que el premio por riesgo fuera más importante en estos mercados más pequeños y menos líquidos— o por qué cambiaría el premio por riesgo en el Reino Unido luego de que el Banco de Inglaterra obtuviera del Parlamento su autonomía en 1997 (Gürkaynak, Sack y Swanson, 2003; Gürkaynak, Levin y Swanson, 2006).

Dado que la teoría corriente pone poca estructura en el comportamiento del premio por plazo, se puede formular un modelo ad hoc del premio por plazo que calce con nuestros resultados empíricos.

²³ Aun si tomamos las sorpresas de inflación como informativas sobre el aumento de la productividad a fines de los noventa, la historia habitual es que una inflación sorprendentemente baja era una indicación de alto crecimiento de la productividad, lo que se relacionaría, a su vez, con una tasa real de equilibrio más alta, r^* .

²⁴ Cochrane y Piazzesi (2005) y Piazzesi y Swanson (2004) encuentran que los premios por riesgo de los instrumentos del Tesoro y a futuro de la tasa de interés se mueven en sentido contrario al ciclo económico. Esta es exactamente la dirección opuesta a la que se necesitaría para explicar nuestra conclusión de que las tasas de interés forward de Estados Unidos y el Reino Unido anteriores a la independencia del BCCh tienen un comovimiento positivo con las sorpresas de producto y empleo.

Sin embargo, el no haber observado una respuesta contundente de las tasas de interés reales a las noticias económicas en Estados Unidos sugiere que si los cambios en el premio por riesgo es responsable del exceso de sensibilidad de las tasas *forward* nominales, dicho riesgo parece estar más relacionado con la compensación inflacionaria que con las tasas reales. Esto está en línea con nuestra interpretación de que es la *distribución* percibida de la inflación futura (no necesariamente la media y nada más) la que está desanclada.

2. Una Explicación Posible para el Exceso de Sensibilidad: Cambios en π^*

Aunque no queremos restarle importancia a los cambios de percepción del mercado respecto de r^* o a los cambios en el premio por riesgo que no tienen que ver con la inflación, ambos los encontramos insuficientes para explicar por sí solos todos nuestros resultados empíricos. Ahora mostramos que un cambio de la percepción del mercado respecto de π^* , el objetivo inflacionario de largo plazo del banco central, ayuda a explicar todos nuestros resultados. De modo que el cambio en π^* no solo es necesario para explicar al menos parte de nuestros resultados, es también suficiente.²⁵

Modelo con π^* variante temporal e información perfecta

Demostremos la suficiencia del cambio en π^* aumentando el modelo de referencia de la sección I a fin de incluir una ecuación adicional que permite que el objetivo inflacionario del banco central varíe a través del tiempo, sin pronunciarnos por qué sucede. En esta especificación alternativa, la inflación pasada afecta el objetivo. Nuestro supuesto para la forma funcional de π^* variante en el tiempo es

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + \theta(\bar{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{\pi^*}, \quad (7)$$

donde $\bar{\pi}_{t-1}$ es el promedio móvil de la inflación para los cuatro trimestres previos. Así, una inflación persistentemente baja (alta) tenderá a reducir (incrementar) en el tiempo el objetivo inflacionario de largo plazo del banco central.²⁶ Los cambios exógenos del objetivo inflacionario del banco central, π^* , son capturados por el *shock* $\varepsilon_t^{\pi^*}$.

Entonces, nuestro modelo de referencia con π^* variante en el tiempo toma la forma:

$$\pi_t = \mu_\pi E_t \pi_{t+1} + (1 - \mu_\pi) A_\pi(L) \pi_t + \gamma y_t + \varepsilon_t^\pi, \quad (8)$$

$$y_t = \mu_y E_t y_{t+1} + (1 - \mu_y) A_y(L) y_t - \beta(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^y, \quad (9)$$

$$i_t = (1 - c) [\bar{\pi}_t + a(\bar{\pi}_t - \pi_t^*) + b y_t] + c i_{t-1} + \varepsilon_t^i, \text{ y } (10)$$

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + \theta(\bar{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{\pi^*}, \quad (11)$$

donde ahora la ecuación (10) reconoce explícitamente la existencia de un objetivo inflacionario que varía en el tiempo. Usamos los mismos valores para los parámetros del modelo que en la especificación de Rudebusch en la sección I, y seleccionamos un valor para θ que permita a nuestras funciones de impulso respuesta cuadrar aproximadamente con la respuesta estimada de las tasas *forward* de largo plazo en nuestros datos. Resulta que necesitamos valores relativamente pequeños para θ (la carga del objetivo inflacionario del banco central sobre la inflación del año pasado) para reproducir la evidencia sobre la estructura de plazos. Luego fijamos $\theta = 0.02$ para las simulaciones de más abajo, lo que sugiere que la inflación un punto porcentual más alta que el objetivo lleva al banco central a subir la meta en dos puntos base. Esto puede parecer infinitesimal, pero la persistencia de la inflación —en particular el promedio móvil de los cuatro trimestres previos en la ecuación (11)— produce efectos acumulativos en π^* que no son nada infinitesimales, como mostramos ahora.

El gráfico 2 describe los impulsos respuesta de la inflación, la brecha de producto, la tasa de interés de corto plazo y π^* frente a un *shock* de 1% a cada ecuación de la (8) a la (11).²⁷ Los rasgos cualitativos de

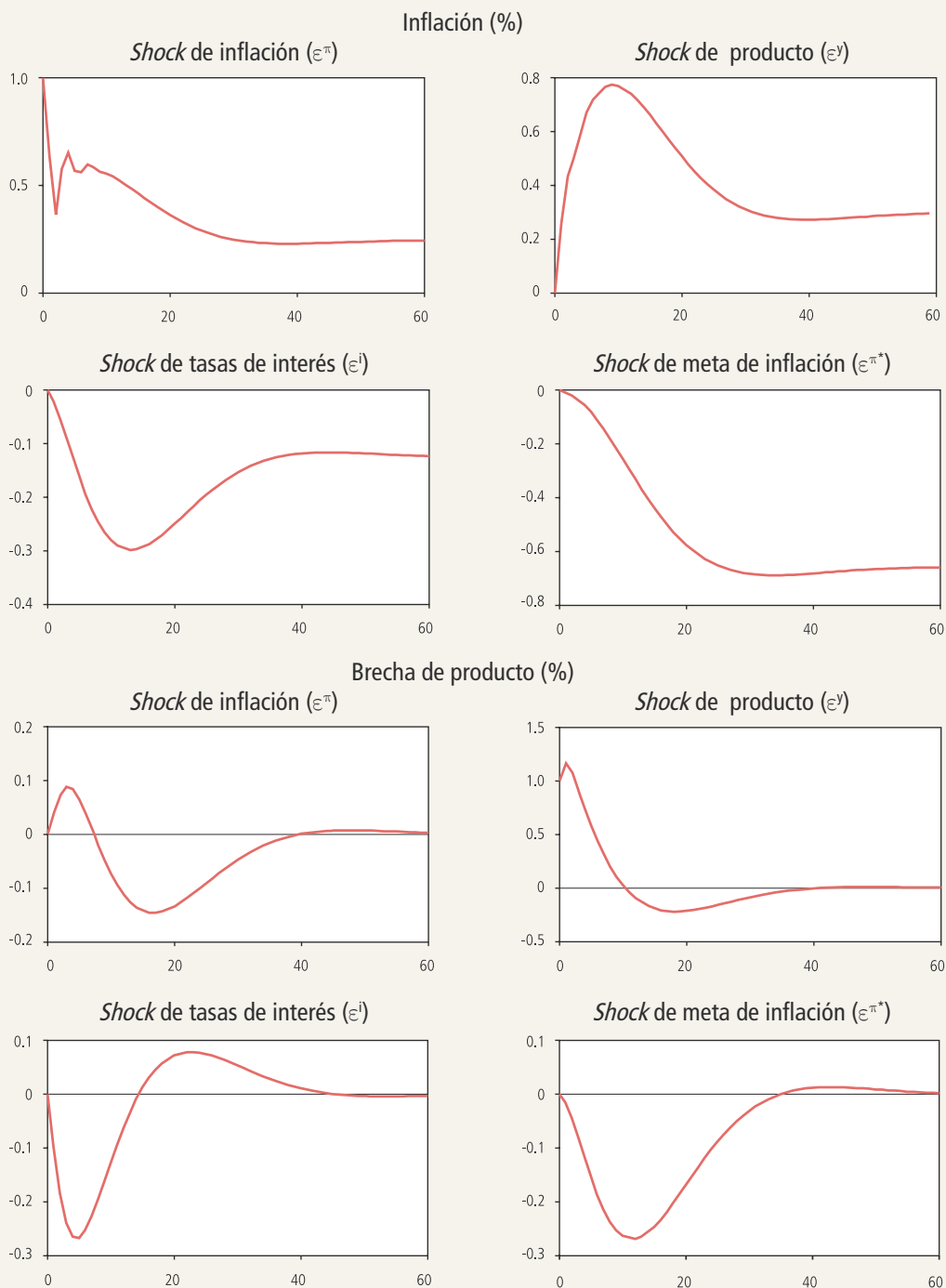
²⁵ Aunque el modelo presentado más adelante se basa en las variaciones en el tiempo de la media percibida de la distribución de la inflación de estado estacionario, los resultados pasarían si otros momentos de dicha distribución también fueran variantes en el tiempo, y se reflejarían en el premio por plazo de la inflación.

²⁶ Esto tiene algunas similitudes con la idea de desinflación oportunista descrita en Orphanides y Wilcox (2002).

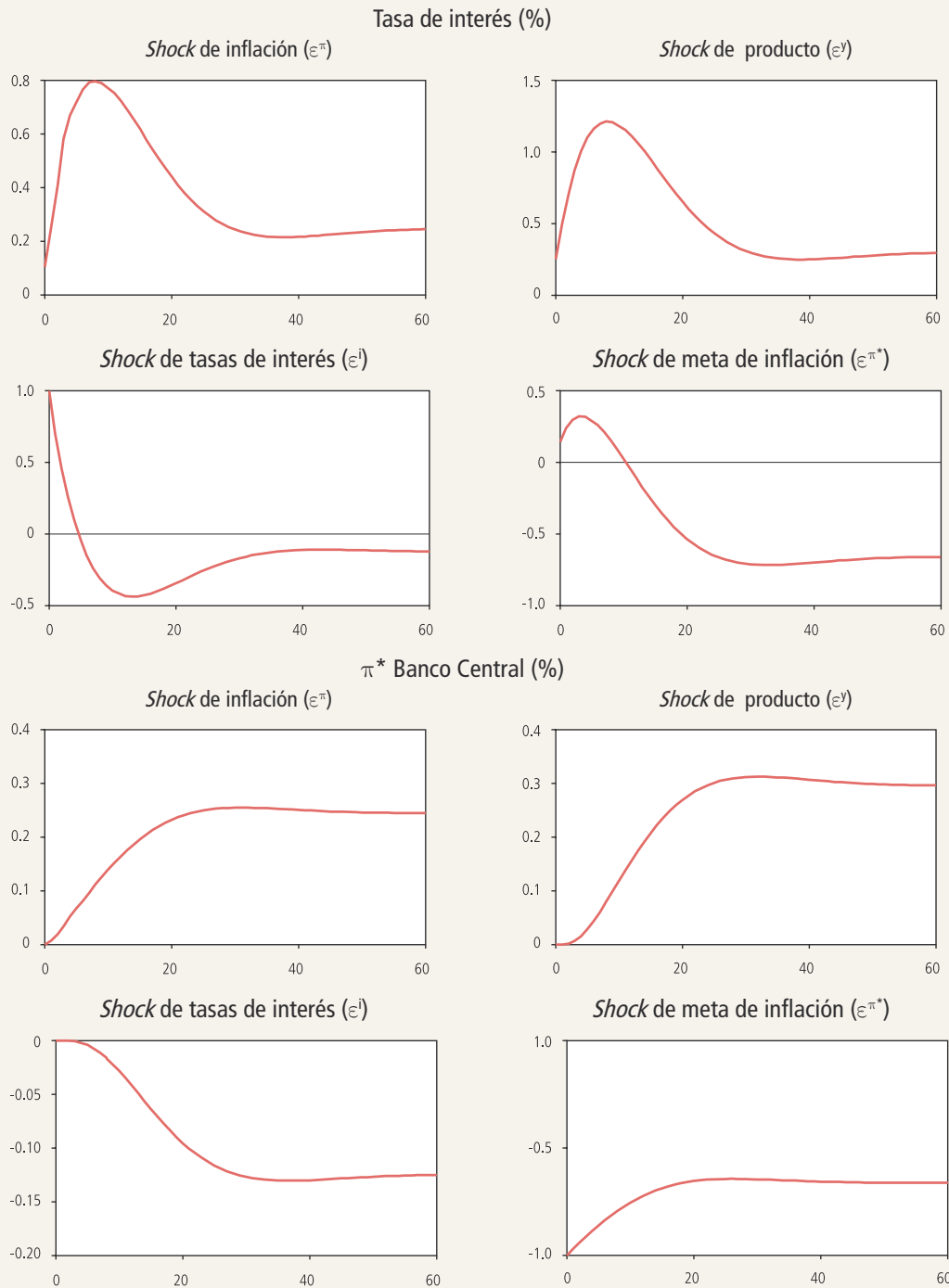
²⁷ El modelo no tiene indexación a la inflación de estado estacionario, de modo que π^* no entra directamente en las ecuaciones del sector privado. Más bien entra de modo indirecto a través de las predicciones de π_{t+1} y y_{t+1} , por parte del sector privado, que dependen de la trayectoria actual y esperada para la tasa de interés futura (que depende de π^*).

GRÁFICO 2

Impulso Respuestas con π^* Variante Temporal e Información Perfecta



continuación GRÁFICO 2

Impulso Respuestas con π^* Variable
e Información Perfecta

Fuente: Elaboración de los autores.

nuestros resultados empíricos se reproducen bastante bien. Por ejemplo, después de un *shock* de inflación de 1% (primera columna), la tasa de interés nominal de corto plazo sube gradualmente, alcanzando un máximo dentro de unos pocos años, para luego regresar al nivel de estado estacionario que es del orden de 35 puntos base mayor que el estado estacionario original. Esto se debe a que los mayores niveles inflacionarios de la transición hacen subir el objetivo de largo plazo del banco central, π^* . Una respuesta similar de las tasas cortas nominales y de la inflación se puede ver frente a un *shock* de 1% en el producto (segunda columna). Ante un *shock* a los fondos federales (tercera columna), como la inflación cae en respuesta a la contracción monetaria en la economía, el objetivo de largo plazo del banco central, π^* , cae gradualmente también. En el largo plazo, la tasa de interés nominal de corto plazo y la inflación se establecen por debajo de su nivel inicial, produciendo exactamente el tipo de relación inversa entre las tasas *forward* a muy largo plazo y las tasas cortas que encontramos en los datos.

Modelo con π^* variable e información imperfecta

El modelo anterior también se puede ampliar para incluir el caso en el que el sector privado no observa directamente el objetivo inflacionario del banco central, π^* , de modo que lo tiene que inferir de sus acciones (Kozicki y Tinsley, 2001; Ellingsen y Soderstrom, 2001; Erceg y Levin, 2003). Las ventajas de un modelo con información imperfecta son tres. Primero, enfatiza que la estructura de plazos se comporta siguiendo las expectativas del sector privado sobre resultados futuros, que en el caso de información imperfecta puede diferir del verdadero impulso respuesta a un *shock* en particular (no observado u observado en forma imperfecta). Segundo, un modelo con información imperfecta provee una descripción más realista del comportamiento de la tasa de interés de largo plazo en Estados Unidos, ya que el objetivo inflacionario de largo plazo de la Fed π^* , es desconocido para los mercados financieros. Tercero, la presencia de información imperfecta acrecienta la importancia y los efectos del *shock* de política monetaria en el modelo, lo que permite calibrar mejor nuestros resultados empíricos en comparación con el modelo con información perfecta.

Para tener en cuenta el caso de información imperfecta, se deben aumentar las ecuaciones (8) a (11) e incluir una ecuación del filtro de Kalman para el sector privado:

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + \theta \left(\bar{\pi}_{t-1} - \pi_{t-1}^* \right) - \kappa \left(i_t - i_t^e \right). \quad (12)$$

Para simplificar y por facilidad, suponemos que la forma de las ecuaciones (8) a (11), los valores de todos los parámetros, y los *shocks* ε^{π^*} y ε^y son perfectamente observables por el sector privado. Solo π^* , ε^{π^*} y ε^i no son observables. Los agentes privados actualizan su estimación del objetivo inflacionario del banco central, representado por π_t^* , usando la ecuación (12).²⁸ En particular, los agentes observan la desviación de la tasa de interés de su expectativa, $i_t - \hat{i}_t$, donde $\hat{i}_t$ se obtiene sustituyendo $\pi_{t-1}^* = \hat{\pi}_{t-1}^*$ y $\varepsilon_t^i = 0$ en la ecuación (10), y actualizan π_t^* en un monto determinado por el parámetro de ganancia de Kalman, κ . Nuevamente escogemos (no estimamos) un valor para κ de 0.1, que tiene el propósito de ser ilustrativo y calza con los datos.²⁹

El gráfico 3 presenta las impulso-respuestas esperadas a la inflación, la brecha de producto, la tasa de interés de corto plazo, y el objetivo inflacionario del banco central, luego de un *shock* a las ecuaciones (8) a (11). Dado que esta versión del modelo contempla información imperfecta, las impulso respuestas esperadas por el sector privado al impacto pueden diferir de las verdaderas impulso respuestas de un *shock*. En particular, inicialmente el sector privado es incapaz de distinguir entre el *shock* temporal, ε^i , y el *shock* permanente de preferencia del banco central, ε^{π^*} . Por lo tanto, las impulso respuestas esperadas a ambos *shocks* son idénticas (hasta un factor de escala), aunque las verdaderas impulso respuestas a estos dos *shocks* se comportan de manera bastante distinta a través del tiempo.³⁰

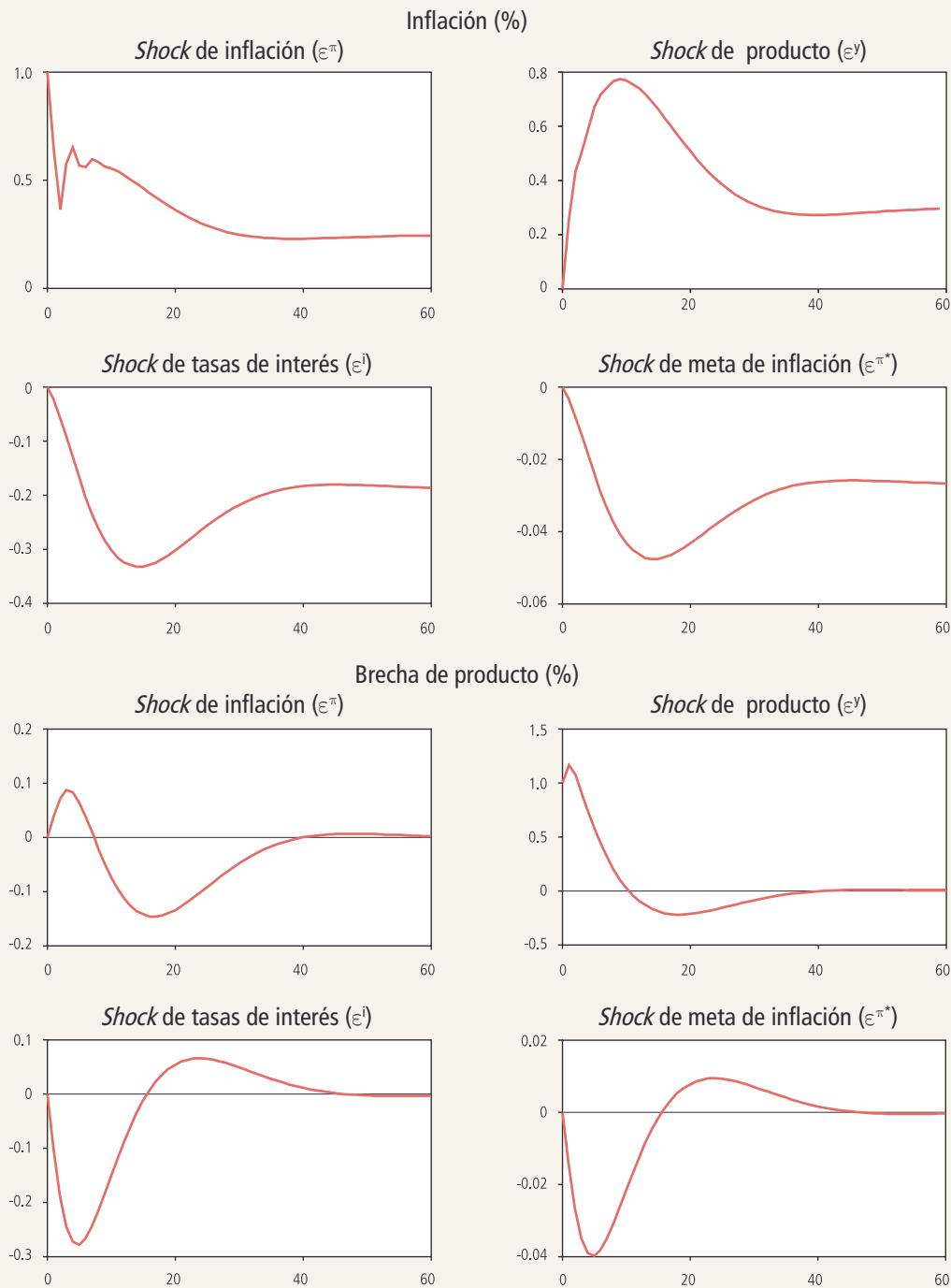
²⁸ Este procedimiento es óptimo bajo los supuestos de distribución normal de los shocks y una conjetura de distribución normal para el objetivo inflacionario. Para shocks con otras distribuciones, el procedimiento óptimo de inferencia lineal es el filtro de Kalman.

²⁹ Alternativamente, se podría derivar el valor óptimo de κ a partir de la varianza de los shocks ε^{π^*} y ε^i , pero este valor tendría que inferirse en forma indirecta de todos modos, ya que ε^{π^*} es inobservable. El valor de 0.1 que usamos para κ corresponde a un ratio de $\sigma/\sigma_{\pi^*} = 3$.

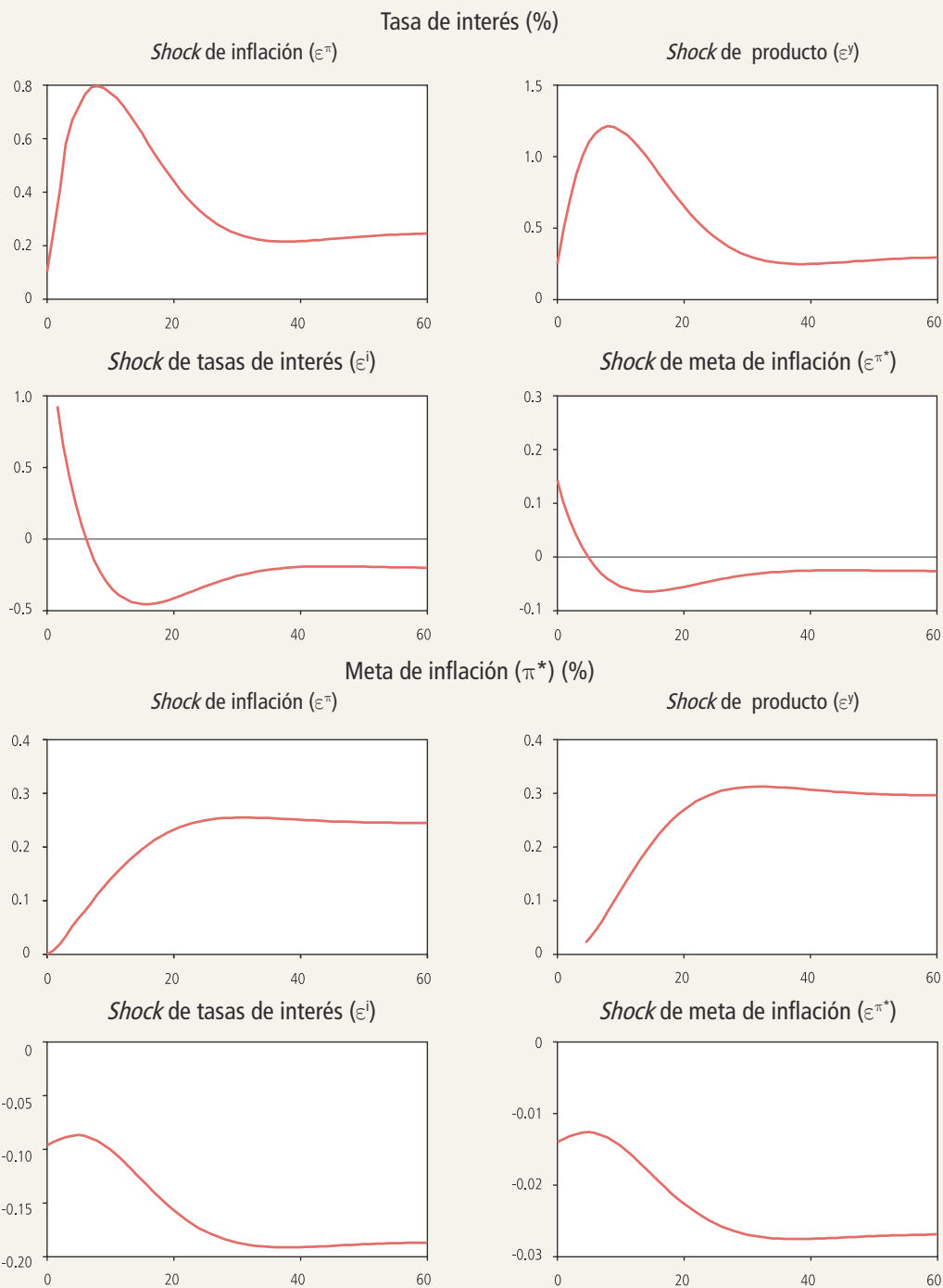
³⁰ Para el detalle del cálculo de los impulsos respuesta esperados y efectivos con información imperfecta, ver Apéndice 2.

GRÁFICO 3

Impulso Respuestas Esperadas con π^* Variable e Información Imperfecta



continuación GRÁFICO 3

Impulso Respuestas Esperadas con π^* Variable e Información Imperfecta

Fuente: Elaboración de los autores.

Nuevamente, las impulso respuestas esperadas reproducen bastante bien los rasgos cualitativos de nuestros resultados empíricos (gráfico 3). Las respuestas a un *shock* de inflación (primera columna) o de producto (segunda columna) son idénticas al caso de información perfecta (gráfico 2), porque hemos supuesto que el sector privado tiene información perfecta respecto de estas dos variables. Para el caso del *shock* de la tasa de los fondos federales (tercera columna), sin embargo, aparecen dos efectos. Primero, cuando el sector privado percibe la contracción sorpresiva de las tasas de interés de corto plazo no puede distinguir si el *shock* es enteramente transitorio (ε^i) o refleja un cambio más permanente de π^* , entonces, responde al *shock* corrigiendo parcialmente hacia abajo su estimación del π^* del banco central. La inflación cae en la economía como reacción tanto a la contracción monetaria como a la baja en las expectativas inflacionarias, por lo que sus efectos son mayores que en el caso de información perfecta. Y segundo, el objetivo de largo plazo del banco central, π^* , baja con el correr del tiempo a medida que la inflación cae por debajo de la meta, como sucedía cuando había información perfecta. La consecuencia del canal adicional que surge de la información imperfecta es un aumento del tamaño relativo y de la importancia de los efectos del *shock* de tasa de interés sobre la estructura de plazos, permitiendo una calibración mejor de nuestros resultados empíricos y entregando un modelo más realista para las tasas de interés de largo plazo de Estados Unidos.

Obsérvese que la información imperfecta respecto de la meta del banco central, π^* , juega un papel únicamente en las columnas tercera y cuarta del gráfico. Un modelo basado solo en información imperfecta o en credibilidad imperfecta, como los de Kozicki y Tinsley (2001) o Erceg y Levin (2003), es incapaz de reproducir el exceso de sensibilidad que encontramos en las tasas de interés de EE.UU. frente a sorpresas de producto e inflación, si se observan los *shocks* ε^π y ε^y .

Como referencia, las impulso respuestas efectivas del modelo (ecuaciones 7 a 12) se ilustran en el gráfico 4. El gráfico describe cómo se manifiestan a través del tiempo los distintos efectos de los *shocks* a i y a π^* . La quinta fila muestra la evolución de la estimación del sector privado, $\hat{\pi}^*$, en respuesta a cada *shock*. Los *shocks* a inflación o producto, para los que no hay información imperfecta, provocan respuestas de

$\hat{\pi}^*$ idénticas a las de π^* , mientras que para los casos de *shocks* sobre i y a π^* , observados de manera imperfecta, evolucionan en forma distinta.

Finalmente, nuestra hipótesis de que las expectativas del sector privado respecto del objetivo inflacionario de largo plazo del banco central, π^* , han variado en el tiempo, también es coherente con las medidas de estas expectativas que se deducen de las encuestas. Por ejemplo, la mediana de la proyección de inflación a diez años para el IPC de la encuesta a analistas profesionales que levanta la Reserva Federal de Filadelfia (*Survey of Professional Forecasters*) cayó de 4% el cuarto trimestre de 1991 (la primera vez que se consultó sobre la proyección de largo plazo) a poco menos de 2.5% a fines del 2002. Esta caída de alrededor de 1.5 puntos porcentuales se compara con la caída de 2.5 puntos porcentuales en las tasas de interés nominales *forward* a diez años en el mismo período.

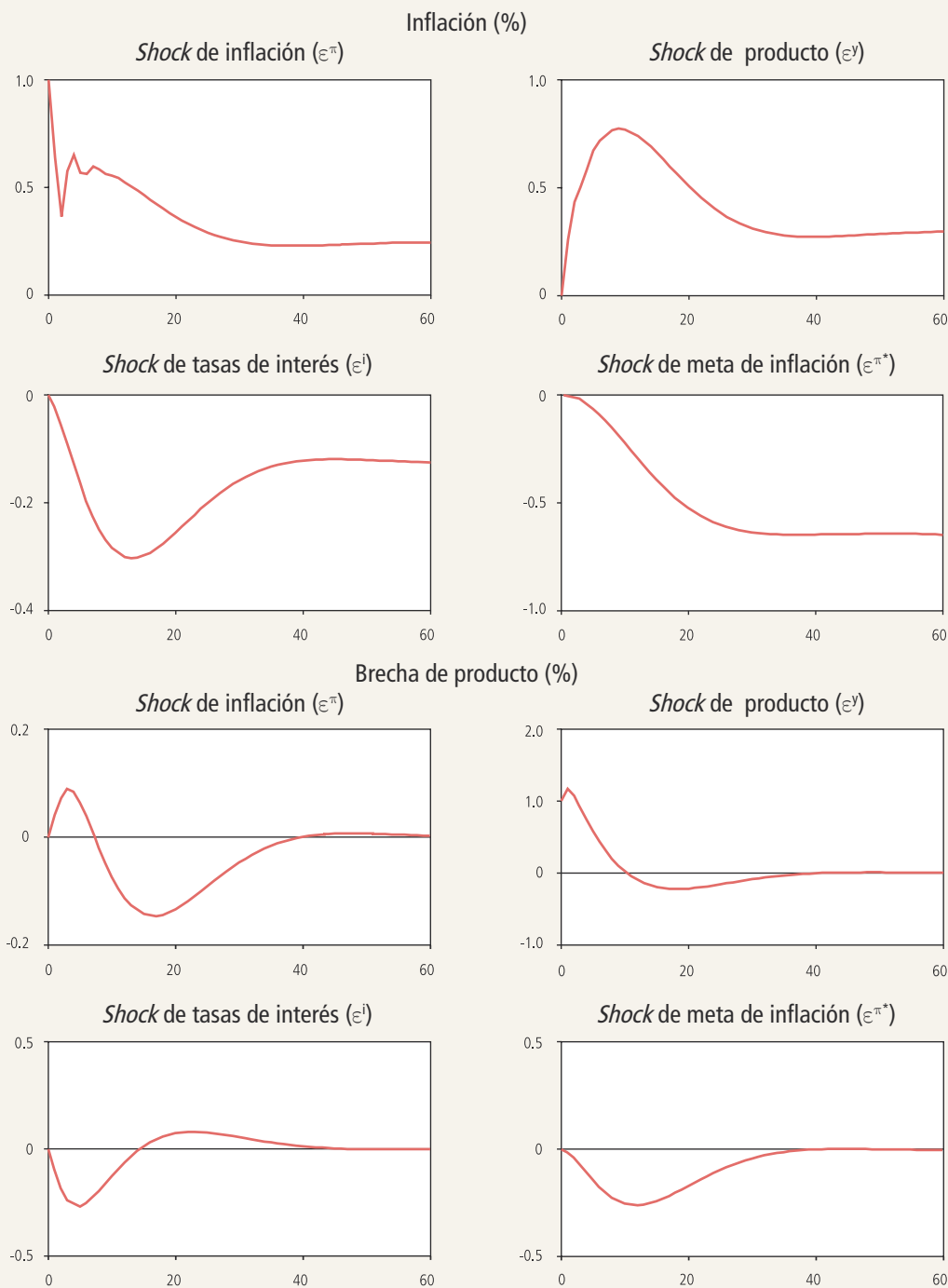
IV. SENSIBILIDAD DE LAS TASAS DE INTERÉS DE LARGO PLAZO EN CANADÁ Y CHILE

Hemos demostrado que las tasas largas de EE.UU. tienen una respuesta excesiva a las noticias económicas, lo que claramente obedece a cambios en la percepción del mercado financiero respecto de que el objetivo inflacionario de largo plazo de Estados Unidos no está bien anclado. Ahora exploramos si las tasas de interés de largo plazo son más estables en países que siguen metas de inflación explícitas. Gürkaynak, Levin y Swanson (2006) estudian los casos de Suecia y el Reino Unido y encuentran que las tasas de interés *forward* a muy largo plazo están mucho mejor ancladas que en Estados Unidos. En este documento, ampliamos la comparación a Canadá y Chile, que han seguido una política de metas de inflación la mayor parte de los años noventa y hasta hoy.³¹ A pesar de la corta extensión de los períodos

³¹ Canadá y Chile adoptaron esquemas de metas de inflación que al comienzo no tenían la meta firmemente anclada, pero la bajaron gradualmente durante un período de transición. Canadá adoptó el esquema en 1991, pero la meta no se estabilizó en su actual nivel de 1–3% sino hasta comienzos de 1995. Chile adoptó el sistema de meta inflacionaria en 1991, pero la estabilizó en el rango actual de 2–4% a principios del 2001. Para nuestros propósitos, estas fechas son las que importan. Para concluir, la adopción de un rango en lugar de un punto hace muy poca diferencia en teoría, porque la política monetaria óptima siempre apunta al centro del rango (Orphanides y Wieland, 2000).

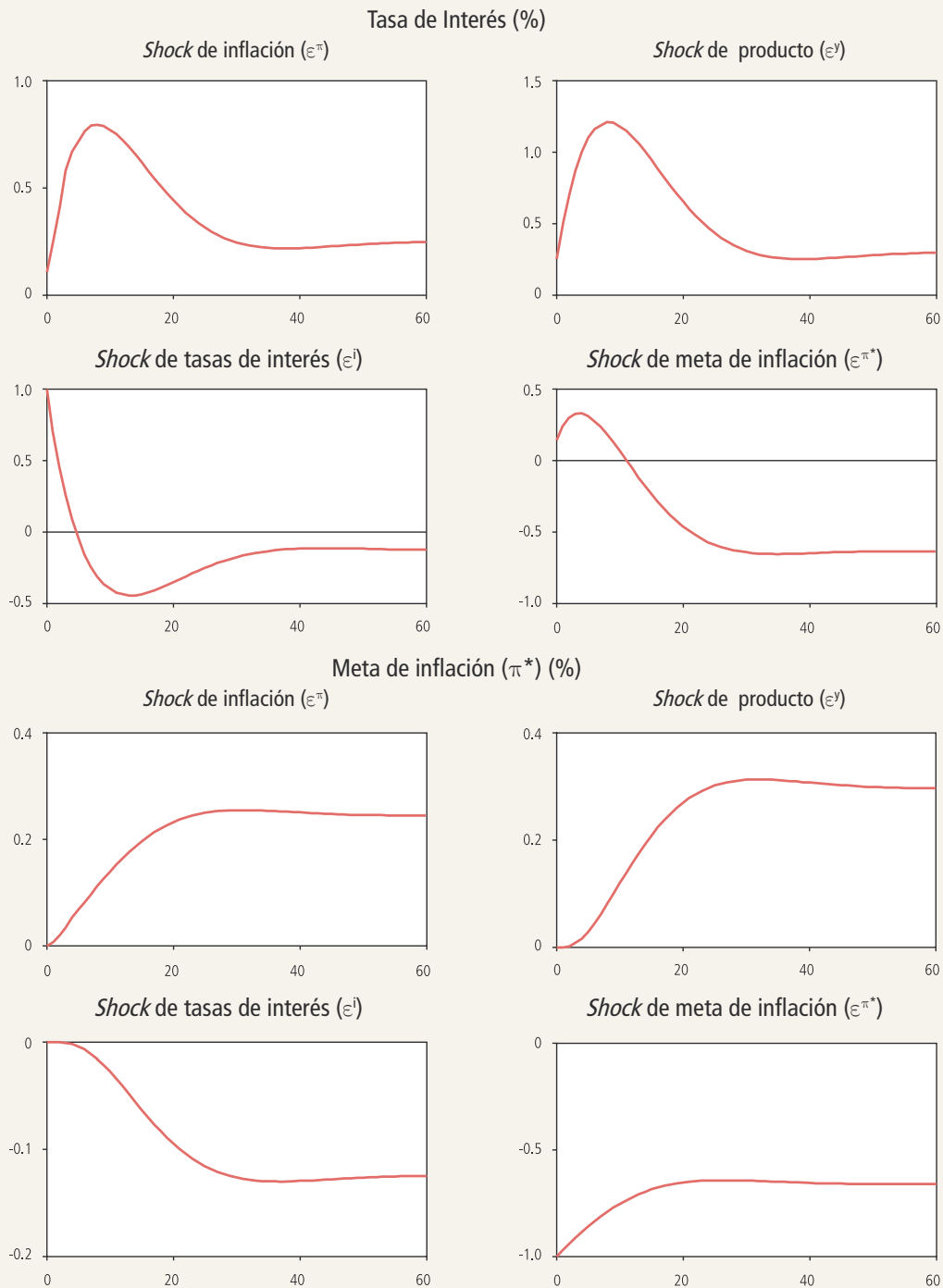
GRÁFICO 4

Impulso Respuestas Efectivas con π^* Variable e Información Imperfecta

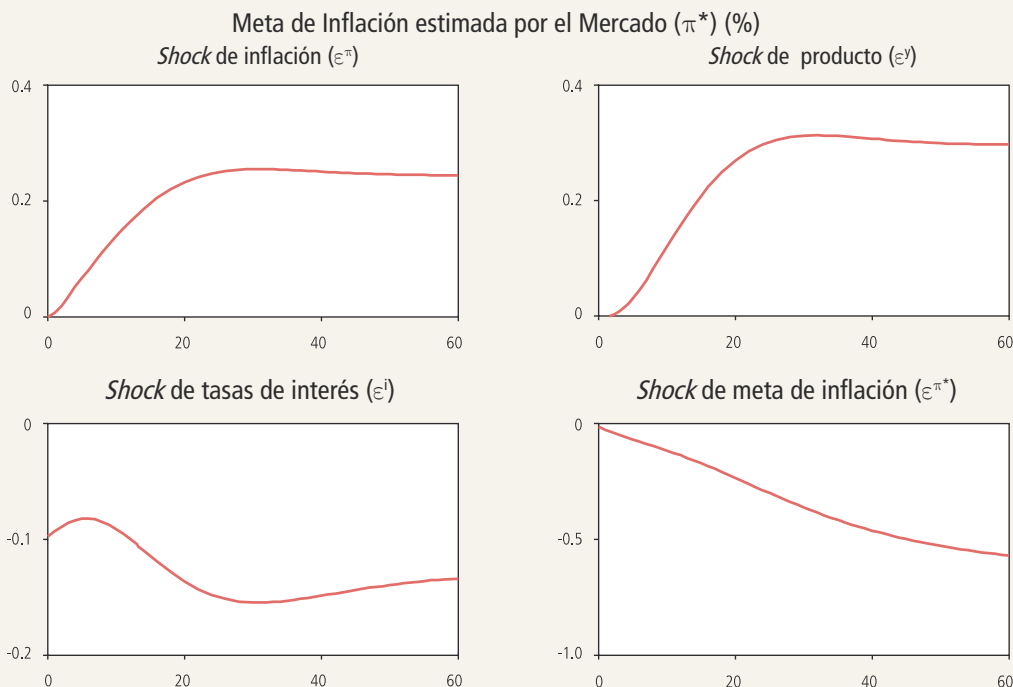


continuación GRÁFICO 4

Impulso Respuestas Efectivas con π^* Variable e Información Imperfecta



continuación GRÁFICO 4

Impulso Respuestas Efectivas con π^* Variable e Información Imperfecta

Fuente: Elaboración de los autores.

muestrales, nuestra metodología de alta frecuencia nos ofrece para nuestro análisis varios cientos y hasta mil observaciones para cada uno de estos países.

1. Canadá

Los datos para Canadá de las nuevas cifras macroeconómicas y las expectativas del mercado financiero respecto de dichas cifras se obtuvieron de dos fuentes: *Money Market Services* y *Bloomberg*.³² Cuando ambos conjuntos de datos se traslapan, son muy similares. Entre las dos fuentes, conseguimos datos sobre comercio mayorista, empleo, el índice de precios al consumidor, el índice de precios al consumidor subyacente, PIB real, tasa de desempleo, utilización de capacidad y ventas minoristas. La mayoría de estas series se remontan hasta 1996, y algunas incluso más atrás.³³ Para medir el componente sorpresa de los anuncios de política monetaria

canadiense, obtuvimos las fechas de cuando el Banco de Canadá cambió la tasa interbancaria desde 1995 de su sitio de internet, y medimos el componente sorpresa de estos cambios como la variación del bono del Tesoro de Canadá a tres meses en las fechas de dichos cambios de la tasa de política monetaria.

El rendimiento de los bonos nominales provino del sitio de internet del Banco de Canadá, y el de los bonos reales, de *Bloomberg*. El Banco de Canadá proporciona estimaciones para la curva de rendimiento

³² Tuvimos libre acceso a los datos de Bloomberg gracias a una suscripción al Sistema de la Reserva Federal y al Banco de la Reserva Federal de San Francisco. Sin embargo, *Money Market Services* (nuestra fuente de datos para Estados Unidos) tenía información para varias series canadienses no cubiertas por Bloomberg y que nos parecieron importantes, de modo que se las compramos (ver apéndice).

³³ Para el detalle de los datos, ver apéndice.

nominal cero-cupón desde la década de 1980. La disponibilidad de información sobre bonos indexados canadienses es más limitada: Canadá emitió su primer bono reajutable en 1991 y el segundo en 1996, por lo que no se puede computar una tasa *forward* real hasta 1996. Más aun, Canadá tiene bonos indexados solo a treinta años plazo. Por lo tanto, estos instrumentos tienen una duración extrema y apuntan principalmente a fondos de pensiones, compañías de seguros e inversionistas individuales, lo que se traduce en un mercado secundario poco líquido, altos costos de transacción, y ruido en las tasas de interés reales observadas, en especial en los primeros años de la muestra.³⁴ De ahí que, para reducir el ruido de los datos y facilitar la comparación con Estados Unidos decidimos comenzar nuestro análisis de Canadá en enero de 1998.³⁵

Los resultados se presentan en los cuadros 3 y 4. El cuadro 3 investiga la sensibilidad de las tasas de interés *forward* canadienses a muy largo plazo y la compensación inflacionaria a las noticias económicas locales. Al igual que en los cuadros anteriores para Estados Unidos, la primera columna reporta la respuesta de la tasa nominal *spot* canadiense a un año a la difusión de noticias locales. Las tasas cortas responden en forma significativa a varios de los estadísticos que consideramos, y su signo y magnitud es coherente con nuestras estimaciones anteriores para Estados Unidos. En fuerte contraste con este, sin embargo, las tasas nominales *forward* a muy largo plazo de Canadá (segunda columna) no responden significativamente a casi ninguno de estos comunicados de noticias: únicamente el coeficiente de las sorpresas de política monetaria es significativo al nivel de 10%, y dicho resultado es determinado por apenas una o dos observaciones al comienzo de la muestra. Encontramos resultados muy similares al mirar la compensación inflacionaria a un horizonte largo (cuarta columna). Aquí, una vez más, solo un coeficiente es estadísticamente significativo a nivel marginal (el del IPC subyacente), e incluso ese coeficiente parece estar determinado por una no explicada relación negativa entre las tasas de interés reales y noticias de IPC subyacente a horizontes largos. La hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de la regresión son iguales a cero en estas dos regresiones no es rechazada en ningún nivel estándar de significancia.

En el cuadro 4, exploramos si las tasas de interés *forward* a muy largo plazo y la compensación inflacionaria canadienses responden a la difusión de cifras económicas y anuncios de política monetaria en Estados Unidos. Dado que Canadá es una economía abierta relativamente pequeña, es razonable pensar que las tasas de interés de corto plazo e incluso de largo plazo reales pueden estar muy influidas por los eventos del resto del mundo, especialmente de su vecino. Aun así esperaríamos que los valores de las variables puramente nominales, tales como la inflación y las expectativas inflacionarias, estuvieran determinadas en primer lugar por la política monetaria interna, y con mayor razón en los horizontes largos que estudiamos aquí. Por tanto, si bien cabría esperar que las tasas de corto plazo y tal vez las tasas largas reales de Canadá respondieran a las noticias económicas de EE.UU., aun así esperaríamos que la compensación inflacionaria a un horizonte largo y tal vez las tasas nominales permanecieran en gran medida invariantes, si los mercados financieros percibieran la distribución de las expectativas inflacionarias a largo plazo de Canadá como bien anclada.

Las regresiones del cuadro 4 incluyen los anuncios de cifras macroeconómicas y de política monetaria tanto

³⁴ Para computar tasas *forward* reales a muy largo plazo para Canadá, usamos todos los datos disponibles sobre rendimiento de bonos cupón con vencimiento en 2021, 2026, 2031 y 2036 en cualquier fecha específica y para las tasas *forward* entre pares de valores a muy largo plazo, usamos la aproximación de Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983). Para nuestras regresiones, tomamos la variación diaria de estas tasas *forward*. Utilizamos un horizonte más largo (20 a 30 años) como proxy de la tasa *forward* nueve años adelante de Canadá, simplemente porque no tenemos datos de bonos indexados nueve años adelante. Si bien podríamos usar un horizonte a 20 ó 30 años para las tasas *forward* nominales canadienses, juzgamos que la menor liquidez y los mayores costos de transacción de estos instrumentos de horizonte más largo más que contrarrestarían las ventajas de contar con un calce preciso de plazos.

³⁵ En 1996 y 1997, hay en Canadá 7 cambios de 100 puntos base o más en un solo día en la tasa *forward* real, y 17 cambios de 50 puntos base o más. Pensamos que estas observaciones se deben a un volumen bajo de transacciones y poca liquidez para estos instrumentos, antes que a un cambio de percepción sobre los fundamentos económicos. Después de enero 1998, no se ven cambios de 50+ puntos base. Aunque el ruido y la baja liquidez pueden seguir siendo relevantes en los datos de bonos indexados después de esa fecha, encontramos que los problemas relativos a observaciones extremas en las regresiones se eliminaron esencialmente restringiendo la atención al periodo post 1997. Más aun, este periodo calza con nuestra muestra para Estados Unidos, y hace más comparables nuestros resultados para EE.UU. y Canadá.

para Canadá como para Estados Unidos, aunque no se reportan los coeficientes de los anuncios canadienses por razones de espacio (son muy similares a los del cuadro 3). La primera columna del cuadro 4 muestra que las tasas de interés de corto plazo de Canadá sí son afectadas significativamente por los anuncios de política monetaria y por muchas publicaciones de

cifras macroeconómicas en Estados Unidos. Aun así, las tasas *forward* nominales a muy largo plazo (segunda columna) no tienen una respuesta sustantiva a estos comunicados de noticias económicas de EE.UU. Tres coeficientes exhiben solo un grado marginal de significancia estadística. La hipótesis conjunta de que todos los coeficientes son cero en

CUADRO 3

**Respuesta de la Tasa *Forward* de Canadá
a Noticias Macroeconómicas Internas, 1998–2005^a**

Variable explicativa	Tasa nominal a un año	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años	Tasa real <i>forward</i> a diez años	Compensación inflacionaria <i>forward</i> a diez años
Utilización de capacidad	0.19 (0.16)	0.61 (0.39)	0.59 (0.85)	0.02 (0.01)
CPI	1.49* (1.68)	-0.27 (-0.24)	-0.79 (-1.61)	0.53 (0.47)
Inflación subyacente	1.22 (1.58)	-0.23 (-0.23)	-1.07** (-2.49)	0.84 (0.86)
Empleo	3.07*** (4.48)	0.65 (0.75)	0.34 (0.90)	0.31 (0.35)
PIB real	-1.01 (-0.58)	-2.35 (-1.08)	0.25 (0.26)	-2.60 (-1.19)
Ventas minoristas	1.48** (2.28)	-0.29 (-0.36)	0.00 (0.01)	-0.30 (-0.36)
Tasa de desempleo	0.31 (0.50)	-0.29 (-0.37)	0.11 (0.32)	-0.40 (-0.51)
Comercio mayorista	0.09 (0.13)	-0.55 (-0.59)	-0.28 (-0.69)	-0.27 (-0.29)
Política monetaria	0.81*** (5.77)	-0.28 (-1.57)	-0.06 (-0.761)	-0.22 (-1.25)
Nº observaciones	327	327	327	327
R ²	0.19	0.02	0.10	0.03
Test conjunto (valor <i>p</i>)	0.000***	0.806	0.006***	0.732

Fuente: Elaboración de los autores.

a. La muestra abarca de enero 1998 a octubre 2005, con frecuencia diaria en las fechas de anuncios macroeconómicos y de política monetaria. Las regresiones incluyen una constante, una *dummy* Y2K que toma el valor 1 el primer día hábil del año 2000, y una *dummy* para fin de año que toma el valor de 1 el primer día hábil de cualquier año (no se reportan coeficientes). Los anuncios sorpresa de cifras macroeconómicas son normalizados por su desviación estándar, de manera que los coeficientes representan un punto base por una desviación estándar de respuesta. Las sorpresas de política monetaria están en puntos base, por tanto estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta. La compensación inflacionaria es la diferencia entre las tasas nominales y reales. El test conjunto (valor *p*) es para la hipótesis de que todos los coeficientes (salvo la constante y las variables *dummy*) son cero. Entre paréntesis, estadísticos *t*.

* Estadísticamente significativo al 10 por ciento. ** Estadísticamente significativo al 5 por ciento. *** Estadísticamente significativo al 1 por ciento.

CUADRO 4

**Respuesta de la Tasa *Forward* de Canadá
a Noticias Macroeconómicas de EE.UU., 1998–2005^a**

Variable explicativa	Tasa nominal a un año	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años	Tasa real <i>forward</i> a diez años	Compensación inflacionaria <i>forward</i> a diez años
Utilización de capacidad en EE.UU.	1.42** (2.13)	0.72 (0.81)	0.12 (0.26)	0.60 (0.63)
Confianza del consumidor en EE.UU.	1.35* (1.91)	−0.00 (−0.00)	0.62 (1.32)	−0.62 (−0.61)
Inflación subyacente en EE.UU.	0.96 (1.22)	2.07** (1.98)	−0.30 (−0.59)	2.37** (2.10)
Índice de costo de empleo en EE.UU.	1.11 (1.13)	2.09 (1.60)	0.62 (0.96)	1.47 (1.04)
PIB real (avance) en EE.UU.	2.40** (2.49)	0.40 (0.32)	−0.06 (−0.09)	0.46 (0.34)
Inicio reclamos seguro de desempleo en EE.UU.	−0.99*** (−2.85)	−0.72 (−1.56)	−0.27 (−1.20)	−0.45 (−0.89)
Encuesta industrial NAPM/ISM en EE.UU.	1.72** (2.18)	1.88* (1.79)	1.18** (2.27)	0.69 (0.61)
Venta de viviendas nuevas en EE.UU.	−0.66 (−1.22)	0.60 (0.85)	−0.52 (−1.47)	1.12 (1.46)
Planillas no agrícolas en EE.UU.	4.32*** (6.63)	1.66* (1.92)	1.78*** (4.16)	−0.13 (−0.14)
Ventas minoristas (excl. autos) en EE.UU.	1.12 (1.39)	0.47 (0.44)	0.18 (0.35)	0.29 (0.25)
Tasa de desempleo en EE.UU.	−1.04 (−1.31)	−1.72 (−1.63)	0.42 (0.80)	−2.13* (−1.87)
Política monetaria en EE.UU.	0.37*** (3.52)	−0.20 (−1.45)	0.14** (2.03)	−0.34** (−2.27)
Nº observaciones	939	939	939	939
R ²	0.16	0.03	0.06	0.02
Test conjunto (valor <i>p</i>)	0.000***	0.148	0.001***	0.361

Fuente: Elaboración de los autores.

a. La muestra abarca de enero 1998 a octubre 2005, con frecuencia diaria en las fechas de anuncios macroeconómicos y de política monetaria. Las regresiones incluyen una constante, una *dummy* Y2K que toma el valor 1 el primer día hábil del año 2000, y una *dummy* para fin de año que toma el valor de 1 el primer día hábil de cualquier año (no se reportan coeficientes). Los anuncios sorpresa de cifras macroeconómicas son normalizados por su desviación estándar, de manera que los coeficientes representan un punto base por una desviación estándar de respuesta. Las sorpresas de política monetaria están en puntos base, por tanto estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta. La compensación inflacionaria es la diferencia entre las tasas nominales y reales. El test conjunto (valor *p*) es para la hipótesis de que todos los coeficientes (salvo la constante y las variables *dummy*) son cero. Entre paréntesis, estadísticos *t*.

* Estadísticamente significativo al 10 por ciento. ** Estadísticamente significativo al 5 por ciento. *** Estadísticamente significativo al 1 por ciento.

esta regresión sobre la tasa *forward* nominal a muy largo plazo no es rechazada a ningún nivel estándar de significancia estadística. En general, las mismas observaciones siguen siendo válidas al mirar la compensación inflacionaria *forward* a muy largo plazo (cuarta columna): aunque este período incluye tres comunicados de cifras estadounidenses que están significativamente relacionadas con la compensación inflacionaria *forward* canadiense a muy largo plazo al nivel de 10% o mejor, el test conjunto de que todos los coeficientes son cero no es rechazado a ningún nivel estándar de significancia.

Estos resultados para Canadá evocan los reportados por Gürkaynak, Levin y Swanson (2006) para el Reino Unido y Suecia, que aplicaron un régimen de metas de inflación por gran parte de la década de 1990. En dicho análisis, el Reino Unido y Suecia mostraron un anclaje mucho mayor de las tasas de interés nominales *forward* y de la compensación inflacionaria a muy largo plazo como respuesta a noticias económicas que Estados Unidos. Por último, en el caso del Reino Unido, el Banco de Inglaterra obtuvo la independencia operacional del Parlamento en 1998. Gürkaynak, Levin y Swanson muestran que, mientras el Reino Unido ha tenido las expectativas inflacionarias de largo plazo mucho más ancladas que Estados Unidos desde ese año, los datos para los comienzos de la década muestran una sensibilidad de las tasas nominales *forward* y de la compensación inflacionaria muy similar a la observada en Estados Unidos. Todos estos resultados apoyan la conclusión de que un esquema creíble de metas de inflación contribuye en forma significativa a anclar la percepción del sector privado respecto de la distribución de la inflación futura a horizontes largos.

2. Chile

Chile tiene un conjunto mucho menor de comunicados macroeconómicos mensuales que países industrializados como Estados Unidos o Canadá. Obtuvimos del Banco Central de Chile datos de dichos comunicados y la percepción ex ante respecto de los mismos, para cuatro series estadísticas: inflación del IPC, anuncios de política monetaria, crecimiento del PIB real en el trimestre en curso, y crecimiento del PIB real en el trimestre previo. Sin embargo, mientras los datos de proyecciones en

Estados Unidos y Canadá tienen a lo sumo unos pocos días de antigüedad cuando se publican, los de Chile pueden tener dos semanas y hasta tres cuando se hacen públicos, ya que las proyecciones macroeconómicas del sector privado se recogen a intervalos de varias semanas. Así, es probable que nuestra medida de sorpresas macroeconómicas en Chile tenga error de medición, lo que disminuirá nuestra posibilidad de encontrar efectos estadísticamente significativos de los comunicados de tasas de interés aun en la parte corta de la curva de rendimiento.³⁶

El Banco Central de Chile también nos proporcionó datos sobre la curva de rendimiento real y nominal. En contraste con Estados Unidos y Canadá, no había bonos de gobierno nominales de largo plazo en el mercado en Chile sino hasta el 2002, pues toda la deuda de gobierno hasta esa fecha estaba en certificados indexados, al menos por los últimos treinta años. Presumiblemente, esta carencia de instrumentos de deuda a largo plazo en pesos refleja la renuencia del gobierno chileno a pagar los altos premios por riesgo que habrían demandado los inversionistas para adquirir pasivos nominales a largo plazo durante un período en el que los mercados percibían al gobierno y al Banco Central como más riesgosos con respecto al crédito y a la inflación que como los ven hoy. Por tanto, nuestra muestra para Chile se restringe al período 2002–05, el cual, aunque muy breve, es capaz de entregarnos alrededor de cuatrocientas observaciones para nuestro análisis, gracias a la alta frecuencia de los datos. Por lo demás, aun con datos ideales, sería difícil alargar la muestra más allá del 2001: aunque Chile adoptó formalmente el esquema de metas de inflación en 1991, el objetivo inflacionario propiamente tal se corrigió a la baja a lo largo de toda la década y se asentó en el actual rango de 2 – 4% el primer trimestre de 2001. Por último, las curvas de rendimiento chilenas se basan en un número bastante bajo de instrumentos, dado el menor tamaño del sistema financiero chileno, de manera que las tasas *forward* implícitas para Chile por lo general tienen

³⁶ Nuestra información sobre comunicados de cifras macroeconómicas en EE.UU. está relativamente libre de errores de medición, sin embargo. Consideramos la respuesta de las tasas de interés chilenas a estos comunicados, tal como hicimos para Canadá en la sección anterior.

mucho más ruido que en Estados Unidos y Canadá, lo que plantea un nuevo reto al análisis empírico.

Los resultados de nuestro análisis para Chile se reportan en los cuadros 5 y 6. El cuadro 5 muestra la respuesta de las tasas de interés y de la compensación inflacionaria chilena a las noticias económicas locales. La primera columna del cuadro refleja las respuestas estimadas de las tasas de interés de corto plazo chilenas a las noticias económicas durante el período. Solo uno de los cuatro comunicados macroeconómicos —anuncios de política monetaria— es estadísticamente significativo, lo que es coherente con la idea de que el error de medición y una muestra pequeña dificultan la estimación. Ese único estadístico es altamente significativo, sin embargo, y con signo y magnitud similares a nuestras estimaciones para Estados Unidos. Además, el test conjunto

de la hipótesis de que todos los coeficientes de la regresión son cero se puede rechazar al nivel de significancia de 1%. Así, tenemos evidencia de que nuestro análisis mantiene su fortaleza a pesar de las limitaciones de los datos. Sin embargo, en contraste con las tasas cortas, ni las tasas *forward* nominales a muy largo plazo ni la compensación inflacionaria tienen una respuesta significativa a los anuncios de política monetaria en Chile, lo que indica algún grado de anclaje. La hipótesis de que todos los coeficientes de estas regresiones son cero no se puede rechazar a ningún nivel estándar de significancia.

El cuadro 6 aborda la respuesta de las tasas de interés chilenas a los anuncios de política monetaria y cifras macroeconómicas de EE.UU. Se estima que unas cuantas estadísticas tienen efectos significativos en las tasas cortas chilenas, aunque el signo de algunos de los coeficientes (de salarios no agrícolas y desempleo

CUADRO 5

**Respuesta de la Tasa *Forward* de Chile
a Noticias Macroeconómicas Internas, 2002–05^a**

Variable explicativa	Tasa nominal a un año	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años	Tasa real <i>forward</i> a diez años	Compensación inflacionaria <i>forward</i> a diez años
CPI	0.40 (0.64)	1.86 (0.84)	-1.37 (-0.53)	3.23 (0.97)
PIB real	0.25 (0.30)	1.10 (0.38)	2.13 (0.62)	-1.03 (-0.23)
PIB real, trimestre anterior	-0.69 (-0.49)	1.91 (0.39)	2.83 (0.49)	-0.92 (-0.13)
Política monetaria	0.15*** (3.92)	0.22 (1.61)	0.06 (0.37)	0.16 (0.78)
Nº observaciones	98	98	98	98
R ²	0.16	0.04	0.02	0.02
Test conjunto (valor <i>p</i>)	0.005***	0.406	0.703	0.773

Fuente: Elaboración de los autores.

a. La muestra abarca de agosto 2002 a octubre 2005, con frecuencia diaria en las fechas de anuncios macroeconómicos y de política monetaria. Las regresiones incluyen una constante, una *dummy* Y2K que toma el valor 1 el primer día hábil del año 2000, y una *dummy* para fin de año que toma el valor de 1 el primer día hábil de cualquier año (no se reportan coeficientes). Los anuncios sorpresa de cifras macroeconómicas son normalizados por su desviación estándar, de manera que los coeficientes representan un punto base por una desviación estándar de respuesta. Las sorpresas de política monetaria están en puntos base, por tanto estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta. La compensación inflacionaria es la diferencia entre las tasas nominales y reales. El test conjunto (valor *p*) es para la hipótesis de que todos los coeficientes (salvo la constante y las variables *dummy*) son cero. Entre paréntesis, estadísticos *t*.

* Estadísticamente significativo al 10 por ciento. ** Estadísticamente significativo al 5 por ciento. *** Estadísticamente significativo al 1 por ciento.

CUADRO 6

**Respuesta de la Tasa *Forward* de Chile
a Noticias Macroeconómicas de EE.UU., 2002–05^a**

Variable explicativa	Tasa nominal a un año	Tasa nominal <i>forward</i> a diez años (<i>Strips</i>)	Tasa real <i>forward</i> a diez años	Compensación inflacionaria <i>forward</i> a diez años
Utilización de capacidad en EE.UU.	−0.16 (−0.23)	2.27 (1.02)	−1.06 (−0.39)	3.33 (0.96)
Confianza del consumidor en EE.UU.	−0.05 (−0.08)	−0.59 (−0.27)	−0.02 (−0.01)	−0.57 (−0.17)
Inflación subyacente en EE.UU.	0.86 (1.11)	2.12 (0.85)	−4.19 (−1.39)	6.31 (1.63)
Índice de costo de empleo en EE.UU.	0.78 (0.81)	0.65 (0.21)	4.00 (1.07)	−3.35 (−0.70)
PIB real (avance) en EE.UU.	−0.44 (−0.32)	−4.92 (−1.14)	2.95 (0.57)	−7.87 (−1.17)
Inicio reclamos seguro de desempleo en EE.UU.	−0.36 (−0.93)	0.80 (0.66)	−0.65 (−0.44)	1.46 (0.76)
Encuesta industrial NAPM/ISM en EE.UU.	−0.60 (−0.66)	−0.26 (−0.09)	5.23 (1.50)	−5.49 (−1.22)
Venta de viviendas nuevas en EE.UU.	0.38 (0.80)	0.38 (0.25)	−2.53 (−1.39)	2.92 (1.24)
Planillas no agrícolas en EE.UU.	−1.35* (−1.72)	1.55 (0.62)	−3.50 (−1.16)	5.06 (1.30)
Ventas minoristas (excl. autos) en EE.UU.	1.68** (2.20)	−2.46 (−1.01)	0.48 (0.16)	−2.94 (−0.77)
Tasa de desempleo en EE.UU.	3.78*** (4.20)	−8.70*** (−3.03)	2.98 (0.86)	−11.68*** (−2.61)
Política monetaria en EE.UU.	0.25 (1.46)	−0.81 (−1.51)	0.67 (1.04)	−1.48* (−1.77)
No. observaciones	399	399	399	399
R ²	0.10	0.05	0.03	0.05
Test conjunto (valor <i>p</i>)	0.001***	0.234	0.688	0.167

Fuente: Elaboración de los autores.

a. La muestra abarca de agosto 2002 a octubre 2005, con frecuencia diaria en las fechas de anuncios macroeconómicos y de política monetaria. Las regresiones incluyen una constante, una *dummy* Y2K que toma el valor 1 el primer día hábil del año 2000, y una *dummy* para fin de año que toma el valor de 1 el primer día hábil de cualquier año (no se reportan coeficientes). Los anuncios sorpresa de cifras macroeconómicas son normalizados por su desviación estándar, de manera que los coeficientes representan un punto base por una desviación estándar de respuesta. Las sorpresas de política monetaria están en puntos base, por tanto estos coeficientes representan un punto base por punto base de respuesta. La compensación inflacionaria es la diferencia entre las tasas nominales y reales. El test conjunto (valor *p*) es para la hipótesis de que todos los coeficientes (salvo la constante y las variables *dummy*) son cero. Entre paréntesis, estadísticos *t*.

* Estadísticamente significativo al 10 por ciento. ** Estadísticamente significativo al 5 por ciento. *** Estadísticamente significativo al 1 por ciento.

en EE.UU.) es talvez confuso. La hipótesis conjunta de que todos los coeficientes de la regresión de tasas cortas son cero se rechaza al nivel de 1%. Una vez más, en contraste con las tasas cortas, las tasas nominales *forward* a muy largo plazo y la compensación inflacionaria no responden en Chile a la difusión de casi ningún comunicado macroeconómico, con la excepción de las cifras de desempleo y talvez de sorpresas de la política monetaria estadounidense. La hipótesis de que todos los coeficientes de la regresión son cero tampoco es rechazada a niveles estándares de significancia en uno u otro caso. Aunque los datos chilenos tienen claramente mucho más ruido y son más problemáticos que los de países más industrializados como Canadá, Suecia, el Reino Unido y Estados Unidos, todos nuestros resultados para Chile son coherentes con los de los mencionados países. El ejercicio sugiere que el compromiso del Banco Central con un objetivo inflacionario de largo plazo creíble, presta una importante ayuda para anclar las expectativas del sector privado respecto de la inflación futura a largo plazo.

3. Comportamiento de Series de Tiempo para Tasas *Forward* en Canadá, Chile y Estados Unidos

Nuestro análisis de las secciones previas se ha centrado en la volatilidad condicional de las tasas *forward* de Canadá, Chile y Estados Unidos, por lo que entendemos el movimiento de estas tasas en reacción a comunicados específicos de datos. Aunque nos preocupamos de incluir tantas variables como nos fuera posible y todo comunicado de cifras macroeconómicas que pareciera importante, nuestras regresiones han omitido muchos factores que influyen el comportamiento diario de las tasas de interés tanto en la parte corta como en la parte larga de la curva de rendimiento. Los R^2 de nuestras regresiones son siempre menores de 20%, incluso para las tasas de interés de corto plazo.³⁷ Considerando nuestro argumento de que la capacidad relativa de respuesta de las tasas *forward* de diferentes países a comunicados de cifras macroeconómicas y anuncios de política monetaria se debe al distinto grado de estabilidad de las expectativas inflacionarias de largo plazo del sector privado, no sería raro ver que otras noticias de relevancia económica omitidas aquí llevarán a un contraste similar en el comportamiento

de la tasa de interés *forward* a muy largo plazo entre los tres países que nos ocupan. En otras palabras, sería de prever que las tasas *forward* de Estados Unidos tendieran a ser más volátiles tanto incondicional como condicionalmente, en la medida en que las expectativas inflacionarias de largo plazo de Estados Unidos estuvieran desancladas.

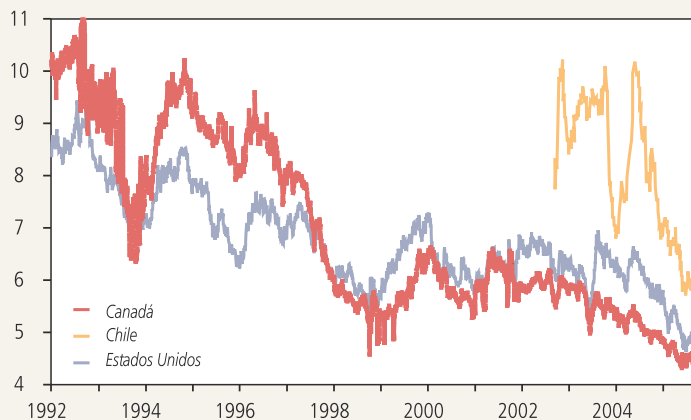
El gráfico 5 presenta las series de tiempo incondicionales de las tasas de interés nominales *forward* a muy largo plazo y de la compensación inflacionaria para Canadá, Chile y Estados Unidos. Cabe hacer algunas observaciones interesantes. Primero, las tasas nominales a muy largo plazo y la compensación inflacionaria no son completamente estables en ninguno de los tres países. Tanto las frecuencias altas como las cortas exhiben una clara variación, aunque queda abierta la pregunta sobre su origen. Entre las posibles explicaciones están: los altos costos de transacción en los mercados canadiense y chileno, que alejan los precios observados de sus verdaderos valores sombra, y los errores en la estimación de la curva de rendimiento que se originan dado el bajo número de valores disponibles en el mercado;³⁸ premios por riesgo o liquidez variantes en el tiempo; variaciones en la

³⁷ Esta observación es todavía más notable teniendo en cuenta que hemos restringido la atención en la regresión solo a los días en que al menos una de las variables de la derecha fue distinta de cero; los valores de R^2 son aun menores (aunque nuestros coeficientes estimados son bastante parecidos) si corremos la regresión para todos los días. Por tanto, incluso en los días en los que se divulgaron noticias macroeconómicas importantes, solo podemos explicar una fracción menor de la varianza de las tasas de interés incluso en el extremo corto de la curva de rendimiento. Una razón para los bajos valores de R^2 es que los comunicados de cifras macroeconómicas a menudo contienen mucha más información que la cifra principal en la que debemos centrar nuestro análisis. Por ejemplo, los anuncios de política monetaria que hace la Fed suelen contener largas declaraciones sobre lo que motivó la decisión, e incluso una proyección de la política monetaria futura; cuando se publica el PIB se incluye información de sus diversos componentes, lo que puede ejercer una influencia independiente sobre las predicciones privadas del producto futuro; los comunicados sobre inflación contienen un desglose detallado de sus componentes, que puede influir por sí mismo las estimaciones de inflación futura.

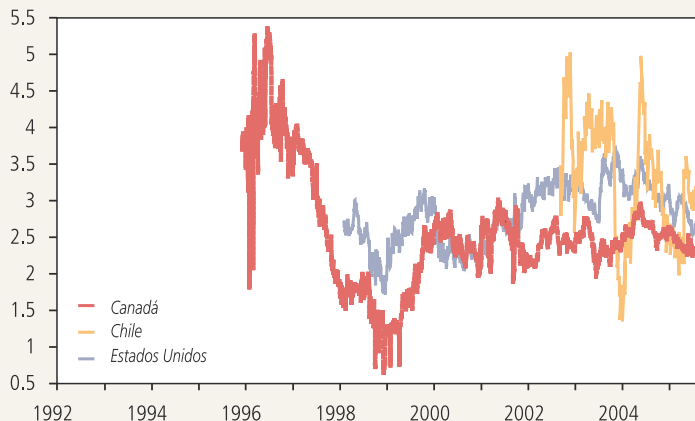
³⁸ Como mencionan las secciones precedentes, Chile tiene apenas un puñado de bonos de gobierno nominales y reajustables, mientras Canadá tiene solo unos pocos instrumentos de gobierno reajustables muy ilíquidos. Esto produce ruido en la estimación de las tasas *forward* de ambos países, en particular en Chile y en los primeros años de indexación en Canadá, cuando había solo dos bonos de muy baja liquidez (un tercer bono real canadiense fue introducido en 1999, y la liquidez de ese mercado ha aumentado sostenidamente desde entonces).

Series de Tiempo de Tasas de Interés Nominales y Compensación Inflacionaria *Forward*

A. Tasa *forward* nominal a diez años



B. Compensación Inflacionaria *forward* a diez años



Fuente: Banco de Canadá, Banco Central de Chile, Reserva Federal, *Bloomberg*.

percepción del mercado financiero respecto de la credibilidad del Banco Central y su compromiso con el objetivo inflacionario de largo plazo; cambios en el propio objetivo inflacionario oficial (tanto Canadá como Chile bajaron la meta varias veces a comienzos de los noventa) o la percepción de que el objetivo del Banco Central podría cambiar en el futuro; modificaciones a la tasa tributaria o la percepción del mercado de que dicha tasa podría cambiar en el futuro; la percepción del mercado de que la medida de inflación preferida por el Banco Central podría cambiar en el futuro; y diferencias entre el deflactor de consumo del inversionista marginal y el índice de precios al que apunta el Banco Central.

Segundo, a pesar de la variación de nuestras estimaciones de tasas de interés nominales *forward* a muy largo plazo y compensación inflacionaria, las tasas de Canadá han mostrado una mejora espectacular en contraste con Estados Unidos. En la primera mitad de los noventa, las tasas *forward* a muy largo plazo de Canadá eran clara y consistentemente más altas y más volátiles que en Estados Unidos. A partir de entonces la situación dio un vuelco: las tasas nominales *forward* a muy largo plazo y la compensación inflacionaria en Canadá, han sido clara y consistentemente menores y menos volátiles que en Estados Unidos. Esto es más digno de destacar si se considera que Canadá tiene menor liquidez y mayores costos de transacción, y un número muy inferior de instrumentos en el mercado con los que se pueda estimar una curva de rendimiento. Por lo tanto, todo lo demás constante, cabría esperar que los premios por riesgo y el error de medición produjeran tasas *forward* mucho más volátiles en Canadá. Estas observaciones son un paralelo exacto de los resultados de Gürkaynak, Levin y Swanson (2006) para el Reino Unido y Suecia. El período muestral para nuestros datos chilenos es más corto, pero también muestra una caída notoria de estas tasas *forward* a muy largo plazo

a través del tiempo, que las acerca a niveles cada vez más comparables a los de Estados Unidos.

Tercero, el régimen de metas de inflación en sí mismo no es una bala de plata que sorpresivamente reduce y estabiliza las tasas nominales *forward* a muy largo plazo y la compensación inflacionaria. Canadá adoptó oficialmente un régimen de metas de inflación en febrero de 1991, pero las verdaderas ganancias en las tasas *forward* a muy largo plazo y en la compensación inflacionaria parecen haber llegado en forma gradual. Por qué esto es así sigue siendo una interrogante, pero puede deberse en parte al hecho de que, aunque Canadá haya adoptado un esquema formal de metas de inflación en 1991, el objetivo

inflacionario oficial fue corregido a la baja en varias oportunidades a comienzos de los años noventa. Nadie esperaba que las expectativas inflacionarias de largo plazo estuvieran ancladas alrededor de la meta del Banco Central si el propio objetivo fuera percibido por los mercados como en tránsito a un nivel de largo plazo desconocido. Así, la verdadera fecha de adopción de un objetivo inflacionario de largo plazo fijo en Canadá podría establecerse en 1995, año en el que el actual rango de 1 a 3% fue adoptado y visto como con probabilidad de persistir (Mishkin y Schmidt-Hebbel, en el libro, hacen esta consideración para una variedad de países que adoptaron metas de inflación).³⁹ Además, el anuncio inicial de un régimen de metas de inflación en Canadá y el primer anuncio del rango meta de 1–3% pueden haber sido recibidos con cierto escepticismo en el mercado financiero, y la factibilidad y el compromiso del Banco de Canadá con estos fue ganando credibilidad poco a poco. Estos factores pueden ayudar a explicar por qué en Chile las tasas nominales *forward* a muy largo plazo y la compensación inflacionaria todavía son volátiles y han descrito una tendencia algo decreciente en los últimos años.

Por último, el gráfico muestra evidencia directa que contradice la crítica de Ball y Sheridan (2003), que las metas de inflación no traen ningún beneficio visible cuando se toman en cuenta las condiciones iniciales y la reversión a la media. El argumento de Ball y Sheridan predeciría, entonces, que Canadá, que partió con expectativas inflacionarias muy altas en los primeros años de los noventa, tendría que converger a los niveles de Estados Unidos a través de la década. Sin embargo, los hechos contradicen la predicción, ya que las expectativas inflacionarias de Canadá alcanzaron a las de Estados Unidos en 1997, para luego mostrar un mejor desempeño durante los siguientes ocho años. Este es un desempeño mucho más sólido del que puede atribuirse simplemente a una tendencia de reversión a la media.

V. CONCLUSIONES

Al igual que Gürkaynak, Sack y Swanson (2005) y Gürkaynak, Levin y Swanson (2006), este estudio encuentra que las tasas de interés nominales *forward* a largo plazo y la compensación inflacionaria de EE.UU. son excesivamente sensibles a los

comunicados de cifras macroeconómicas y anuncios de política monetaria. En contraste, encontramos que en Canadá ambas variables son mucho menos sensibles a las noticias económicas, mientras la volatilidad incondicional de estas series durante la última década ha sido marcadamente menor que en Estados Unidos. Estos resultados son coherentes con los de Gürkaynak, Levin y Swanson (2006) para Suecia y el Reino Unido, dos países que también han mantenido objetivos inflacionarios explícitos en los últimos años.

Para Chile, el período muestral posible es corto y tiene una disponibilidad limitada de comunicados macroeconómicos. No obstante, nuestro análisis empírico no revela sensibilidad excesiva de las tasas de interés *forward* a muy largo plazo ni de la compensación inflacionaria, lo que es coherente con la hipótesis de que el esquema de metas de inflación ha logrado anclar las expectativas inflacionarias de largo plazo con éxito razonable. La volatilidad incondicional de estas series, sin embargo, parece ser mucho más alta que en Canadá y Estados Unidos, quizá reflejando hasta qué punto la economía chilena está todavía en el proceso de converger a las condiciones económicas y financieras de las economías más industrializadas. En particular, apenas un puñado de instrumentos del Gobierno chileno se transa en forma activa en los mercados de bonos, y su retorno puede ser bastante sensible a las variaciones de la liquidez y otras fricciones de mercado. Aunque no son concluyentes del todo, estos resultados sugieren que la presencia de un objetivo inflacionario transparente y creíble puede cumplir un rol importante en cuanto a anclar las expectativas inflacionarias de largo plazo, tanto en los mercados emergentes como en las economías industrializadas.

Nuestros resultados sugieren que las posibles ganancias de bienestar de reducir la volatilidad del mercado de bonos serían un buen tema para investigación futura. Aunque no hemos demostrado aquí tales ganancias de bienestar, la teoría macroeconómica y financiera

³⁹ La adopción de un rango (y no un punto) para la meta no basta para explicar la variabilidad de las expectativas inflacionarias a largo plazo, ya que la política monetaria óptima siempre apunta al centro del rango, como ya hemos dicho aquí y examinan en detalle Orphanides y Wieland (2000).

vigente identifica varias posibilidades contundentes, como por ejemplo: desviaciones menos persistentes de la inflación de la meta de corto y mediano plazo, a causa de un mayor anclaje de las expectativas en el largo plazo (Woodford, 2003); mayor capacidad del banco central para controlar la inflación a corto y mediano plazo (ibíd.); tasas de interés nominales de largo plazo menos volátiles, y menor premio por riesgo en las tasas nominales, lo que aumentaría la eficiencia de las decisiones de inversión (Ingersoll y Ross, 1992); y menos posibilidades de experimentar una trampa de expectativas inflacionarias al estilo de los años setenta (Albanesi, Chari y Christiano, 2003) o un temor de inflación causado por información imperfecta (Orphanides y Williams, 2005). En la medida en que estos beneficios sean tan importantes en la práctica como en la teoría, la adopción de un objetivo inflacionario más explícito podría mejorar el desempeño económico y la política monetaria de EE.UU. aun más allá de los éxitos de los últimos veinte años.

REFERENCIAS

- Albanesi, S., V.V. Chari y L.J. Christiano (2003). "Expectations Traps and Monetary Policy." *Review of Economic Studies* 70(4): 715-41.
- Andersen, T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold y C. Vega (2003). "Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange." *American Economic Review* 93(1): 38-62.
- Balduzzi, P., E.J. Elton y T.C. Green (2001). "Economic News and Bond Prices: Evidence from the U.S. Treasury Market." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36(4): 523-43.
- Ball, L. y N. Sheridan (2003). "Does Inflation Targeting Make a Difference?" En *The Inflation Targeting Debate*, editado por B. Bernanke y M. Woodford. Chicago, IL, EE.UU.: University of Chicago Press.
- Bekaert, G., R.J. Hodrick y D.A. Marshall (2001). "Peso Problem Explanations for Term Structure Anomalies." *Journal of Monetary Economics* 48(2): 241-70.
- Bernanke, B.S., T. Laubach, F.S. Mishkin y A.S. Posen (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Bernanke, B.S. y F.S. Mishkin (1997). "Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?" *Journal of Economic Perspectives* 11(2): 97-116.
- Brunner, A. (2000). "On the Derivation of Monetary Policy Shocks: Should We Throw the VAR Out with the Bath Water?" *Journal of Money, Credit, and Banking* 32(2): 254-79.
- Campbell, J.Y. y R.J. Shiller (1991). "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View." *Review of Economic Studies* 58(3): 595-14.
- 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.
- Cochrane, J.H. y M. Piazzesi (2005). "Bond Risk Premia." *American Economic Review* 95(1): 138-60.
- Ellingsen, T. y U. Soderstrom (2001). "Monetary Policy and Market Interest Rates." *American Economic Review* 91(5): 1594-607.
- Erceg, C. y A. Levin (2003). "Imperfect Credibility and Inflation Persistence." *Journal of Monetary Economics* 50(4): 915-44.
- Ertürk, B. y Ü. Özlale (2005). "Do Inflation Targeting Regimes Affect Inflation Expectations and Uncertainty?" Mimeo, Bilkent University.
- Estrella, A. y J. Fuhrer (2002). "Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational Expectations Models." *American Economic Review* 92(4): 1013-28.
- Fama, E.F. y R.R. Bliss (1987). "The Information in Long-Maturity Forward Rates." *American Economic Review* 77(4): 680-92.
- Fuhrer, J.C. (1997). "The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications." *Journal of Money, Credit, and Banking* 29(3): 338-50.
- Galí, J. y T. Monacelli (2005). "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy." *Review of Economic Studies* 72(3): 707-34.
- Gürkaynak, R.S., A.T. Levin y E.T. Swanson (2006). "Does Inflation Targeting Anchor Long-run Inflation Expectations? Evidence from Long-term Bond Yields in the U.S., U.K., and Sweden." Documento de Trabajo N°2006-04. Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Gürkaynak, R.S., B. Sack y E.T. Swanson (2002). "Market-Based Measures of Monetary Policy Expectations." Documento de Trabajo N°2002-40, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Gürkaynak, R.S., B. Sack y E.T. Swanson (2003). "The Excess Sensitivity of Long-Term Interest Rates: Evidence and Implications for Macroeconomic Models." *Finance and economics discussion paper* N°2003-50. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Gürkaynak, R.S., B. Sack y E.T. Swanson (2005). "The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models." *American Economic Review* 95(1): 425-36.

- Gürkaynak, R.S., B. Sack y J.H. Wright (2005). "The U.S. Treasury Yield Curve." Mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Ingersoll, J.E. Jr. y S.A. Ross (1992). "Waiting to Invest: Investment and Uncertainty." *Journal of Business* 65(1): 1–29.
- Kozicki, S. y P.A. Tinsley (2001). "Shifting Endpoints in the Term Structure of Interest Rates." *Journal of Monetary Economics* 47(3): 613–52.
- Krueger, J.T. y K.N. Kuttner (1996). "The Fed Funds Futures Rate as a Predictor of Federal Reserve Policy." *Journal of Futures Markets* 16(8): 865–79.
- Kuttner, K.N. (2001). "Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market." *Journal of Monetary Economics* 47(3): 523–44.
- Leiderman, L. y L.E.O. Svensson, eds. (1995). *Inflation Targets*. Londres, R.U.: Centre for Economic Policy Research.
- Levin, A. y J. Piger (2002). "Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?" Documento de Trabajo N°2002–023. Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Orphanides, A. y V. Wieland (2000). "Inflation Zone Targeting." *European Economic Review* 44(7): 1351–87.
- Orphanides, A. y D. Wilcox (2002). "The Opportunistic Approach to Disinflation." *International Finance* 5(1): 47–71.
- Orphanides, A. y J.C. Williams (2005). "Inflation Scares and Forecast-Based Monetary Policy." *Review of Economic Dynamics* 8(2): 498–527.
- Piazzesi, M. y E.T. Swanson (2004). "Futures Prices as Risk-Adjusted Forecasts of Monetary Policy." NBER Working paper N°10547.
- Roberts, J.M. (1997). "Is Inflation Sticky?" *Journal of Monetary Economics* 39(2): 173–96.
- Rudebusch, G. (1998). "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?" *International Economic Review* 39(4): 907–31.
- Rudebusch, G. (2001). "Is the Fed Too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World." *Review of Economics and Statistics* 83(2): 203–17.
- Rudebusch, G. (2002). "Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia." *Journal of Monetary Economics* 49(6): 1161–87.
- Sack, B. (2000). "Using Treasury STRIPS to Measure the Yield Curve." *Finance and Economics discussion paper* 2000–42. Sistema de la Reserva Federal de EE.UU.
- Shiller, R., J.Y. Campbell y K. Schoenholtz (1983). "Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates." *Brookings Papers on Economic Activity* 1983(1): 173–217.
- Svensson, L.E.O. (1994). "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates for Sweden." Discussion paper N°1051. Londres, R.U.: Centre for Economic Policy Research.
- Svensson, L.E.O. (1997). "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets." *European Economic Review* 41(6): 1111–46.
- Swanson, E.T. (2005). "Have Increases in Federal Reserve Transparency Improved Private Sector Interest Rate Forecasts?" *Journal of Money, Credit, and Banking* 38(3): 791–819.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.

APÉNDICE 1

Origen de los Datos

Las cifras de los comunicados y proyecciones de estadísticas macroeconómicas para Estados Unidos provienen de *Money Market Services* (MMS) hasta julio del 2003, en que dicha empresa se fusionó con una institución financiera más grande. A partir de diciembre del 2003, la misma encuesta fue reanudada por *Action Economics* (AE). Ambas series pueden verse en la página de *Haver Analytics*, www.haver.com. Los datos faltantes en la encuesta de MMS/AE entre agosto y noviembre del 2003, los rellenamos con publicaciones y proyecciones reportadas en *Bloomberg Financial Services*. Para más detalle de las series macroeconómicas individuales, ver Gürkaynak, Sack y Swanson (2003).

La información sobre las cifras de los comunicados de noticias macroeconómicas y las respectivas

expectativas previas del mercado financiero para Canadá provienen de dos fuentes: MMS y *Bloomberg*, como vimos en la sección IV. Cuando ambas bases de datos se superponen, prácticamente no difieren. Juntando las dos, tenemos datos de desempleo, empleo, índice de precios al consumidor, inflación subyacente, PIB real, utilización de capacidad y ventas minoristas y al por mayor. La mayoría de estas series abarca desde 1996, y algunas desde antes. Para medir el componente sorpresa de los anuncios de política monetaria canadienses, usamos las fechas en que el Banco de Canadá cambió la tasa interbancaria desde 1995, que publica en su sitio de internet, y medimos el componente sorpresa de dichos cambios usando la variación en el bono del Tesoro de Canadá a tres meses en las fechas de tales cambios en la tasa de política monetaria. Las cifras exactas que hemos usado, incluyendo los códigos de *Bloomberg* y MMS para cada serie, se reportan en el cuadro A1.

CUADRO A.1

Fuentes de Datos para Canadá

Serie	Fuente	Código ^a	Notas
Utilización de capacidad	MMS	{L,D,M}156CU	Nivel, porcentaje
Índice de precios al consumidor	Bloomberg	cacpiyoy	Variación año a año, porcentaje
Inflación subyacente	MMS	{L,D,M}156CPXY	Variación año a año, porcentaje
Empleo	MMS	{L,D,M}156ED	Variación mes a mes, miles de personas
PIB real	MMS	{L,D,M}156GPA	Variación trimestre a trimestre, porcentaje
Ventas minoristas	Bloomberg	carsmom	Variación mes a mes, porcentaje
Tasa de desempleo	Bloomberg	caunemp	Nivel, porcentaje
Ventas mayoristas	Bloomberg	cawtmom	Variación mes a mes, porcentaje
Política monetaria	Banco de Canadá		Cálculo de los autores sobre fechas de cambio de política y tasa del bono del Tesoro de Canadá a tres meses

a. Esta columna reporta el código observado en las bases de datos de *Bloomberg* para series obtenidas de *Bloomberg* y de MMS para las series obtenidas de *Money Market Services*.

APÉNDICE 2

Cálculo de Impulso-Respuestas con Información Imperfecta

El cálculo de los impulsos respuesta esperados y efectivos con información imperfecta se realiza de la siguiente forma: Si, partiendo del estado estacionario, el modelo es impactado por un *shock* sobre π , o y , el sector privado observa ambos *shocks*, de modo que no hay información imperfecta y los impulsos respuesta son los mismos que con información perfecta. En cambio, si hay un *shock* sobre i ó el objetivo inflacionario del banco central (π^*), entonces el sector privado no observa el *shock* verdadero y debe estimarlo a partir del cambio en i . El sector privado asigna óptimamente parte del cambio en i a ε^i , y parte a ε^{π^*} . Conociendo la verdadera estructura de la economía, el sector privado proyecta entonces la economía hacia delante, usando las dos estimaciones anteriores para los *shocks* a i y π^* . Esto da las funciones de impulso respuesta esperadas en el momento t . Esta solución también entrega el verdadero equilibrio del modelo al momento t (y solo t). En $t+1$, la economía evolucionará en forma

algo distinta de la que el sector privado esperaba en el período previo (pues no observó los verdaderos *shocks* a i y π^*). En particular, i será otra vez algo diferente de lo que el sector privado esperaba, de modo que los agentes pensarán que su anterior estimación de π^* puede haber sido errónea o que talvez hubo otro *shock* a i o a π^* (obviamente, en una función de impulso respuesta, no impactamos el modelo con ningún *shock* adicional, pero esto el sector privado no lo sabe). Así, el sector privado vuelve a actualizar óptimamente su estimación de π^* , y a hacer proyecciones económicas usando la estructura verdadera. Esta solución entrega el equilibrio del modelo al momento $t+1$ (y solo $t+1$). En $t+2$, la economía evolucionará de manera algo distinta de la que el sector privado esperaba un periodo atrás, y así sucesivamente. Repetimos el procedimiento para obtener toda la respuesta verdadera de las tasas de interés al *shock* (gráfico 4). Nuevamente, la estimación de π^* por parte del sector privado no entra directamente en las ecuaciones, sino a través de las proyecciones del sector privado para π_{t+1} y y_{t+1} , que dependen de la trayectoria corriente y esperada de la tasa de interés, que dependen de la estimación privada de π^* .