

MEDICIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA Y EL TRASPASO (*PASS-THROUGH*) EN CHILE

Héctor Bravo L. *
Carlos García T. **

I. INTRODUCCIÓN

La transmisión de la política monetaria y el impacto de las fluctuaciones cambiarias son aspectos claves de la macroeconomía actual. El primero ha tomado más importancia desde que la estabilización de la inflación y el producto ha quedado principalmente en manos de la política monetaria. Es así como bancos centrales de todo el mundo ajustan la tasa de interés de corto plazo para conseguir sus metas de inflación y crecimiento. La visión tradicional indica que si el Banco Central desea tener una tasa de política más alta debe contraer el mercado de reservas bancarias para hacer efectiva el alza de tasas. Esto se traduce en una menor oferta de dinero, con lo cual las tasas de interés del sistema financiero se elevan, afectando la inversión, la actividad económica y luego la inflación.¹ Este proceso se ve fortalecido por lo que ocurre con el consumo: primero, las tasas de interés más altas cambian las decisiones intertemporales, con lo cual los agentes económicos prefieren postergar el consumo de hoy por consumo futuro. Segundo, ante restricciones de liquidez, el menor nivel de actividad se traduce en un menor nivel de ingreso disponible, lo cual afecta negativamente el consumo y refuerza la contracción de la demanda agregada.

La visión tradicional ha sido complementada con nuevas hipótesis de cómo se produce la transmisión de la política monetaria. Bernanke y Gertler (1995) proponen que una contracción monetaria puede analizarse a través de los canales del crédito. Uno de estos canales es el efecto de la hoja de balance: cuando se produce la contracción monetaria, los intermediarios, por ejemplo los bancos, pueden reducir el crédito porque las firmas y familias están sujetas a selección adversa y riesgo moral. Si los agentes económicos poseen menos garantías para responder a potenciales pérdidas, por ejemplo

porque las firmas tienen un valor de mercado bajo o porque las personas enfrentan una situación de desempleo, entonces los bancos estarán menos dispuestos a otorgarles créditos. En la medida en que los problemas del mercado de capitales sean importantes y exista segmentación entre los agentes económicos, la reducción del crédito para la inversión, del gasto en viviendas y del consumo de bienes durables detiene la expansión de la demanda agregada y lleva a una contracción de la actividad económica. Otra forma en que funciona el canal del crédito es a través de los préstamos bancarios. Una contracción monetaria que reduce los depósitos puede generar efectos negativos sobre el nivel de actividad si los bancos no pueden sustituir sus fuentes de financiamiento ante esta reducción y si los deudores además no pueden sustituir fácilmente los créditos bancarios por otro tipo de financiamiento.²

Otro importante canal de transmisión es el efecto sobre el precio de los activos. Una visión más monetarista enfatiza que la política monetaria afecta un espectro amplio de precios de activos y, de ese modo, las decisiones de inversión y consumo. Esto se debe, por ejemplo, a que los papeles del Banco Central se vuelven más atractivos que otros activos como las acciones, con lo cual el precio de estas cae, reduciendo el valor de las empresas y los incentivos a invertir en estas (*q* de Tobin). Otro potencial canal de transmisión es el encarecimiento del financiamiento de nuevas inversiones con emisión de acciones: cuando el precio de las acciones cae, las nuevas acciones no producen

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

** Economista Senior, Gerencia de Análisis Macroeconómico del Banco Central de Chile.

Se agradecen los comentarios recibidos de los participantes del seminario interno de investigación y políticas del Banco Central de Chile, a los editores de *Economía Chilena* y a dos árbitros anónimos. Las opiniones presentadas en el artículo no representan necesariamente la visión del Banco Central de Chile y son de responsabilidad de los autores. Emails: hbravo@bcentral.cl; cgarcia@bcentral.cl

¹ Para un resumen de la literatura ver Walsh (1998) y Mishkin (1995).

² Kashyap y Stein (1995).

los retornos esperados.³ Un canal alternativo es el impacto que tiene la política monetaria sobre el precio de las acciones, bienes raíces y propiedades, con lo cual se altera la riqueza de las personas.⁴ Una contracción monetaria puede reducir los precios de estos activos, con lo cual cae el consumo y la demanda agregada.

Por otra parte, la política monetaria de tasas de interés ha sido complementada con otros instrumentos como la meta de inflación. Esta ha provocado un cambio sustancial en cómo se hace política monetaria y cómo esta política se transmite en la economía, especialmente el efecto que tiene la meta sobre las expectativas. Bernanke, Laubach, Mishkin y Posen (1998) han encontrado evidencia de que la meta de inflación produjo importantes quiebres en la tendencia inflacionaria de los países que adoptaron esta nueva política. En otras palabras, el esquema de meta de inflación ha funcionado desplazando la curva de Phillips hacia el nivel deseado de inflación. Sin embargo, no evita el conflicto entre inflación y producto. Así, si el proceso de estabilización es acelerado, aumentos sustanciales de la tasa de interés afectarán negativamente el nivel de actividad económica. En cambio, con un programa gradual, la meta funciona como ancla y la economía converge paulatinamente al nuevo nivel de inflación. Para conseguir este objetivo, la meta debe ser creíble, es decir, debe haber un apropiado ordenamiento del sector fiscal y ausencia de *shocks* externos severos que erosionen la credibilidad del plan de estabilización.

Otro canal de transmisión es el del tipo de cambio. Una tasa de interés más alta atrae flujos de capitales que aprecian la moneda. El efecto sobre la economía depende de los plazos involucrados; en el largo plazo una apreciación reduce las exportaciones y aumenta las importaciones, por lo cual se espera un efecto negativo. Sin embargo, en el corto plazo, las fluctuaciones del tipo de cambio también tienen fuertes efectos sobre los balances de los distintos agentes económicos.⁵ Si una parte importante de la deuda de las firmas y las familias está en dólares, la

apreciación produce una reducción de la deuda y por lo tanto tiene efectos expansivos sobre la actividad económica.

Con relación al segundo aspecto a considerar, el impacto de las fluctuaciones cambiarias, se tiene que el análisis de este ha cambiado profundamente desde la última década. En general, la teoría económica ponía énfasis en un *pass-through* completo del tipo de cambio, es decir, que las fluctuaciones del tipo de cambio nominal se transmiten completamente a precios. Sin embargo, y a pesar de que el tipo de cambio afecta directamente el precio en moneda nacional, por ejemplo en pesos, de los bienes importados, no necesariamente este movimiento se transfiere al consumidor final. Cuándo ocurre dicha transferencia, y en qué proporción, depende de varios factores, tales como el nivel inicial de inflación, el grado de apertura de la economía, la magnitud de la brecha del producto, la apreciación de la moneda y el tipo de *shock* que enfrenta la economía. Según Mishkin (2001), es más difícil que se produzca un traspaso sustancial de tipo de cambio a precios si la economía tiene baja inflación debido a un menor nivel de actividad causado, entre otras razones, por *shocks* externos negativos.⁶ De manera similar, si la moneda está excesivamente apreciada, una depreciación del tipo de cambio más que causar inflación acercaría esta variable hacia su equilibrio de largo plazo. Con todo, la reacción de un banco central cauteloso de la inflación a una depreciación del tipo de cambio no es única y dependerá principalmente de cuál o cuáles de estos factores están operando.

Desde una perspectiva más teórica, un bajo *pass-through* está asociado a la segmentación de mercado y a la fijación de los precios en distintos mercados.⁷ Por ejemplo, Betts y Deveroux (2000) suponen que una fracción dada de firmas puede fijar precios tanto en el mercado interno como en el externo. Los efectos de este supuesto sobre la economía y el sistema cambiario son importantes: primero, las fluctuaciones del tipo de cambio real tienen un impacto limitado sobre el consumo y por tanto la sustitución de importaciones por bienes de origen nacional se debilita. Dado esto, en un contexto de tipo de cambio flexible, los movimientos del tipo de cambio real deben ser más pronunciados para conseguir el equilibrio de los diferentes mercados. Otro modelo destacado en la literatura es el de Bergin y Feenstra

³ Mishkin (2001).

⁴ Meltzer (1995).

⁵ Mishkin (2001).

⁶ Este efecto fue encontrado en Chile por García y Restrepo (2002).

⁷ Ver Lane (2001) para una revisión de esta literatura.

(2001), el cual supone que la proporción del gasto de un bien dado está inversamente relacionado con su precio relativo. Adicionalmente, las firmas usan bienes intermedios y en general fijan los precios en forma traslapada. En este contexto, los *shocks* monetarios tienen un efecto persistente sobre el tipo de cambio real, puesto que las firmas no están dispuestas a subir los precios si las otras no lo hacen.

En este artículo, primero se mide el impacto de la política monetaria sobre la inflación, el crecimiento del Imacec y el tipo de cambio real, y luego se estima el coeficiente de *pass-through* del tipo de cambio nominal a precios. Estos cálculos se hacen con VAR monetarios,⁸ es decir, modelos de series de tiempo que incluyen variables tales como precios, producto, dinero, tasa de interés y tipo de cambio, además de variables exógenas para caracterizar una economía abierta y pequeña. En la segunda sección se revisa la evidencia nacional sobre estos temas, y luego se compara con las mediciones obtenidas en países como Australia, Estados Unidos, Inglaterra, México, Nueva Zelanda y Suecia. En la tercera sección se presenta nuestra medición de la política monetaria para la economía chilena, proveniente de cuatro modelos que cubren la mayoría de las especificaciones propuestas en la literatura: tres VAR estructurales con restricciones de corto plazo, SVAR, y uno con restricciones de largo plazo, VEC. En la cuarta sección se propone un ejercicio contrafactual para medir el coeficiente de *pass-through*, el cual se obtiene, bajo algunos supuestos sobre el comportamiento del Banco Central, con un *shock* permanente del tipo de cambio nominal. Además, se exploran los determinantes empíricos que están tras este coeficiente. Finalmente, en las conclusiones se resumen los resultados obtenidos y los desafíos de investigación que estos plantean en términos de nuevas estimaciones y modelos relevantes para el análisis de la política económica.

II. ESTUDIOS Y EXPERIENCIA CON VAR

1. Evidencia Empírica de la Transmisión Monetaria

Uno de los primeros trabajos donde se estima un VAR monetario para la economía chilena es el de Herrera y Rosende (1991). Ellos consideran datos trimestrales y variables estándares que se usan en un VAR monetario (ver cuadro 1), pero con la

salvedad de que las variables se expresan con respecto a su tendencia de largo plazo calculadas con el filtro de Hodrick-Prescott. Los resultados obtenidos son los esperados: un aumento de la tasa de interés real reduce la brecha de los precios y del producto durante los primeros dos años, para luego aminorar dichos efectos a través del tiempo. Con relación a los rezagos involucrados, el alza de la tasa de interés, 1.2%, logra tener su máximo impacto sobre los precios después de sólo dos trimestres (-0.8%), luego el efecto desaparece en el siguiente año y medio. El impacto sobre el producto sigue una trayectoria similar, cayendo a su nivel mínimo en el cuarto trimestre (-1.0%) para luego recuperarse rápidamente. Un segundo trabajo es el de Rojas (1993), que se concentra en la relación entre dinero y actividad económica. Los patrones de respuesta exhibidos por los modelos de este estudio son más persistentes que los encontrados por Herrera y Rosende; la respuesta del producto ante un *shock* en la tasa de interés real es negativa, alcanza también un máximo en el cuarto trimestre y perdura aproximadamente por cinco años. A pesar de que ambos trabajos excluyen el tipo de cambio, variables exógenas (por ejemplo producto y precios externos) y la significancia estadística de las funciones de impulso-respuesta, sus resultados resaltan una rápida transmisión monetaria. Especialmente indican que la caída de los precios se anticipa a la del producto.

Una segunda generación de modelos comienza a ser estimada desde la segunda mitad de los noventa. Por ejemplo, Cabrera y Lagos (2000) revisaron los modelos VAR estimados para Chile en el período 1986-1997, concluyendo que en algunas especificaciones la respuesta de la inflación a un incremento de la tasa de política es positiva.⁹ Este *puzzle* de precios ha resultado ser el principal problema enfrentado por los investigadores al momento de estimar VAR en la economía chilena.¹⁰ Al respecto, García (2001)¹¹ muestra que una solución

⁸ Una revisión de la literatura VAR y de sus aplicaciones se encuentra en Stock y Watson (2001). Otras referencias clásicas son Sims (1980) y Bernanke (1986).

⁹ Otros trabajos más recientes que han utilizado VAR con el problema de *puzzle* de precios son el de Ducan (2002) y Chumacero (2002).

¹⁰ Ver Bravo y García (2002).

¹¹ El autor sigue el esquema de identificación de Christiano, Eichenbaum y Evans (1999).

a este problema ha consistido en incorporar directamente a los VAR la meta de inflación como variable endógena. Otro ejemplo en esta dirección es Valdés (1997)¹² quien estima un VAR semi-estructural¹³ donde la brecha entre la inflación y la meta es incorporada como variable endógena.¹⁴ En este caso, un alza de la tasa de interés, de aproximadamente 0.3%, reduce tanto la brecha inflacionaria como el Imacec. Como se desprende de los resultados de este estudio, los rezagos de la política monetaria siguen siendo cortos pero, a diferencia de Rosende y Herrera (1991), el máximo impacto en la reducción de la brecha inflacionaria (-0.4%) coincide con el impacto sobre el producto (-0.5%), los cuales ocurren en el octavo mes.

Otro esfuerzo importante es el de Parrado (2001),¹⁵ cuyo trabajo presenta una especificación completa para la economía chilena en lo que respecta a las relaciones contemporáneas entre las variables utilizadas. El autor estima diferentes modelos en niveles y primeras diferencias sin meta de inflación. Sus resultados son distintos de los descritos más arriba, principalmente en cuanto al efecto de la política monetaria sobre el nivel de precios, el cual se retrasa sustancialmente respecto del impacto sobre el producto. Un *shock* en la tasa de interés de 0.4% produce un efecto significativo sobre el nivel de precios después del primer año, alcanzando su efecto máximo a los dos años (-0.3%). El producto también decrece en forma más lenta, postergando su caída hasta el décimo mes (-0.6%).

Una estimación que desafía los resultados obtenidos anteriormente es la de Calvo y Mendoza (1998).¹⁶ Ellos encuentran que la principal variable en la reducción de la inflación durante los noventa fue la apreciación del tipo de cambio debido a *shocks* externos positivos, y no las políticas de estabilización.

¹² Este autor sigue el esquema de identificación propuesto por Bermanke y Blinder (1992).

¹³ Bermanke y Mihov (1998) definen un VAR semiestructural cuando se identifica sólo una parte de la estructura del VAR.

¹⁴ Otra característica interesante de este modelo es que fue estimado en variaciones en doce meses, las cuales, en general, muestran patrones más sistemáticos y menos erráticos que las variables en niveles o en primeras diferencias. Otro trabajo que usa variables en variaciones anuales es el de Caputo y Herrera (1997).

¹⁵ El autor sigue el estilo de identificación elaborado por Kim y Roubini (2000).

¹⁶ Los autores siguen el esquema de identificación de Christiano, Eichenbaum, y Evans (1999).

Un *shock* de aproximadamente 0.3% en la tasa de interés no ocasiona un efecto definido en los precios; en una de las especificaciones el efecto no es estadísticamente significativo y en el otro modelo, que se reporta, los precios suben en vez de caer (*puzzle* de precios).

Comparando la evidencia chilena con la internacional, se tiene que las mediciones del impacto de la tasa de interés sobre las principales variables macroeconómicas es más definitiva que las obtenidas en Chile. Una política monetaria contractiva está asociada primero a una desaceleración del producto y a una apreciación del tipo de cambio (ver cuadro 2). Después la inflación cae, el tipo de cambio tiende a subir y el producto vuelve a su nivel potencial. Como se desprende del cuadro 2, en la mayoría de los casos la política monetaria toma más de dos años para alcanzar su máximo efecto en reducir la inflación, y no se presentan anomalías como el *puzzle* de precios. También el efecto de la tasa de interés sobre el tipo de cambio, en los trabajos que incluyeron esta variable, resultó ser bastante más fuerte que en los precios y el producto.

2. Evidencia empírica del *pass-through*

Un primer cálculo del coeficiente de *pass-through* se encuentra en Calvo y Mendoza (1998), donde un aumento de 1.5% en el tipo de cambio real afecta los precios después de un año (-0.4%), con lo cual el *pass-through* es cercano a 25%, suponiendo inflación internacional constante. Estudios más recientes, como García y Restrepo (2002), utilizando regresiones recursivas, muestran que este coeficiente cayó desde 40% a mediados de los noventa hasta 15% en el año 2000. Morandé y Tapia (2002) actualizaron este cálculo, encontrando un nivel similar para el año 2002 (14%). Adicionalmente, García y Restrepo (2002) demuestran que modelando la inflación a través de una curva de Phillips, el *pass-through* depende de factores tales como el grado de indexación salarial y la brecha del producto. Así, una brecha más negativa del producto reduce el coeficiente de *pass-through*; en cambio, un grado mayor de indexación salarial hace crecer este coeficiente.

Al analizar la evidencia internacional sobre el coeficiente de *pass-through*, el estudio con datos de panel de Goldfajn y Werlang (2000), que agrupa

CUADRO 1

Principales Estudios Utilizando VAR Hechos en Chile:

Autor y año	Frecuencia, rezagos y variables	Respuesta en: Producto, precios y tipo de cambio ante un cambio en la tasa de política
Rosende y Herrera (1991)	Modelo con tres rezagos, trimestral y variables respecto a su tendencia (Filtro HP) <ul style="list-style-type: none"> · Tasa de interés captación reajutable en UF 90-365 días · Tipo de cambio real · Índice de precios al consumidor (IPC) · Agregado monetario M1A · PIB a precios de 1997 	Un aumento de una desviación estándar (1.2%) <ul style="list-style-type: none"> · Producto: cae desde el segundo trimestre hasta el octavo, alcanzando un máximo de 1.0% en el cuarto trimestre. · Precios: caen cerca de 0.8% en el segundo trimestre y luego se recuperan desde el séptimo trimestre.
Rojas (1993)	Modelo con cuatro rezagos, trimestral con variables desestacionalizadas y en logaritmo <ul style="list-style-type: none"> · Agregados monetarios: Emisión, M1 y M1A · Colocaciones efectivas · Tasa de interés captación 30-89 días no reajutable y captación reajutable en UF entre 90 y 365 días · IPC · PIB · Gasto público · Tipo de cambio real 	<ul style="list-style-type: none"> · Producto: cae desde el primer trimestre, alcanza su máximo efecto en el cuarto trimestre, el cual se extiende por cinco años.
Valdés (1997)	Modelo mensual con tres rezagos <ul style="list-style-type: none"> · Tasa de política monetaria · Inflación subyacente en 12 meses o brecha entre inflación efectiva y esperada · Crecimiento anual del Imacec · Crecimiento anual del dinero M1A · Variación anual del tipo de cambio real Variable exógena · Variación anual de los términos de intercambio 	Un aumento de una desviación estándar (0.3%) <ul style="list-style-type: none"> · Crecimiento: cae significativamente a partir del cuarto mes, llegando a un mínimo de -0.5% durante el séptimo, y luego pierde significancia en el mes quince. · Brecha de inflación subyacente: cae significativamente entre los meses cinco y catorce, llegando a -0.4% en el octavo mes. · Tipo de cambio real: no cambia significativamente.
Calvo y Mendoza (1998)	Modelo mensual con seis rezagos <ul style="list-style-type: none"> · Tasa de colocación reajutable a 90 días · Logaritmo del IPC · Tipo de cambio real efectivo · Imacec desestacionalizado · Agregado monetario M1A · <i>Stock</i> de reservas internacionales netas · Términos de intercambio 	Un aumento de 0.3% en la tasa de colocación reajutable <ul style="list-style-type: none"> · Producto: cae a partir del tercer mes. · Precios: en los modelos, el efecto es no significativo o se presenta el <i>puzzle</i> de precios (los precios suben en vez de caer). · Tipo de cambio: se aprecia al cabo de siete meses, pero no es significativo.
Caputo y Herrera (1997)	Modelo mensual con uno y dos rezagos <ul style="list-style-type: none"> · Tasa de política · Imacec · Brecha de inflación · M1A real · Diferencial entre PRC8 y PRBC90 	Un aumento de 0.25% en la tasa de política monetaria <ul style="list-style-type: none"> · Producto: se contrae en 0.5% en el noveno mes. · Brecha de Inflación: cae en el séptimo mes y es no significativa en el margen. · Tipo de cambio real: no se incluye.

CUADRO 1 (continuación)

Principales Estudios Utilizando VAR Hechos en Chile:

Autor y año	Frecuencia, rezagos y variables	Respuesta en: producto, precios y tipo de cambio ante un cambio en la tasa de política
Cabrerera y Lagos (1999)	Modelos mensuales con 3, 4, 5 y 6 rezagos <ul style="list-style-type: none"> · Brecha definida como la diferencia entre las variaciones anuales del gasto y el PIB · Logaritmo del índice de precios de bienes no transables · Pagaré reajutable a 90 días (PRBC 90) · Pagaré reajutable cupón a ocho años (PRC8) · Tipo de cambio nominal en logaritmo · Tipo de cambio real definido como relación entre índice de precios transables sobre no transables · Logaritmo de los términos de intercambio · <i>Dummies</i> estacionales y tendencia determinística 	Un aumento de 0.5% en la tasa de política monetaria <ul style="list-style-type: none"> · Producto: la brecha gasto-producto cae entre el 1^{er} y el 13^o mes pero no es significativa. En su punto máximo llega a 1.0% en el octavo mes. · Precios de no transables caen y es estadísticamente significativo, pero al tomar el crecimiento anual del IPC no transable se da el <i>puzzle</i> de precios, aunque este no es significativo. · Tipo de cambio real: se deprecia desde el cuarto mes siendo levemente significativo. A los dos años el tipo de cambio real está 1.3% por encima de su nivel de tendencia.
Parrado (2001)	Modelo mensual con cinco rezagos <ul style="list-style-type: none"> · Logaritmo del Imacec · Logaritmo del IPC · Logaritmo del precio del petróleo · Tasa de interés interna · Tasa de interés externa (U.S. Fed Fund Rate) y premio por riesgo (EMBI) · Logaritmo agregado monetario M1A · Logaritmo del tipo de cambio real 	Un aumento de una desviación estándar (0.4%) <ul style="list-style-type: none"> · Producto: cae en forma permanente y es significativo por año y medio. El máximo efecto se encuentra al décimo mes y supera el 0.6% de caída. · Precios: caen en términos significativos desde el mes quince alcanzando su efecto máximo después de dos años (-0.3%). · Tipo de cambio real: hay una apreciación que dura ocho meses llegando a 0.8% durante el segundo y el tercer trimestre.
García (2001)	Modelo mensual con un rezago <ul style="list-style-type: none"> · Tasa de inflación y meta · Crecimiento anual del producto · Variación anual del tipo de cambio real · Diferencia de la tasa de interés real · Crecimiento anual del dinero 	Un aumento de una desviación estándar (0.3%) <ul style="list-style-type: none"> · Crecimiento: cae y es significativo desde el cuarto mes en adelante. Tiene un efecto máximo de 0.3% hacia fines del primer año. · Inflación: cae y es significativa hasta el sexto mes (-0.1%). · Tipo de cambio real: se deprecia desde el primer trimestre y es estadísticamente significativo hasta fines del primer año.

países por región geográfica, encuentra que la región con más bajo coeficiente es Oceanía, 19% al cabo de un año y medio. La sigue Europa, con un coeficiente de 36% y después América, que incluye América Latina, con un coeficiente de 124%. En este estudio el coeficiente de *pass-through* está determinado por el nivel inicial de inflación, el grado de apertura de la economía, la magnitud de la brecha del producto y una moneda sobrevaluada. A modo de ejemplo, una economía donde el nivel

de actividad está por sobre el nivel potencial, la inflación es alta y los desequilibrios externos son importantes, enfrentará también un coeficiente alto. Desde esta perspectiva, países que han logrado estabilizar sus economías también tendrán bajos coeficientes de *pass-through*. Esta hipótesis también se aprecia en los resultados reportados por Hausmann *et al.* (2000), quienes encuentran, para un horizonte de un año, un bajo coeficiente de *pass-through* para países como Australia (21%),

CUADRO 2

Evidencia Internacional

País	Autor	Frecuencia y variables	Respuesta en: producto, nivel de precios o inflación y tipo de cambio ante un cambio en la tasa de política
México	Martínez, Sánchez y Werner (2001)	<p>Frecuencia mensual</p> <ul style="list-style-type: none"> · Tipo de cambio real (logaritmo) · Índice de producción industrial menos su tendencia (usando filtro de Hodrick-Prescott) · Inflación subyacente mensual anualizada (%) · Tasa de interés real <i>ex-ante</i> (%) · Rendimiento bruto de los bonos UM26 (%) 	<p>Aumento de una desviación estándar (1.4%)</p> <ul style="list-style-type: none"> · Producto: la brecha cae y es significativa entre el cuarto y el sexto mes con un efecto máximo de -0.3%. · Inflación: cae hasta 0.57% y es significativa entre el cuarto y décimo mes. · Tipo de cambio real: se aprecia y el máximo efecto es de 1.0% en el séptimo mes.
Inglaterra	Bank of England (1999) y Kim y Roubini (2000)	<p>Frecuencia mensual y trimestral</p> <ul style="list-style-type: none"> · Crecimiento de las ventas al detalle · Producto e índice de producción industrial · Primera diferencia del índice de precios al detalle menos el pago de intereses hipotecarios, M4 y M0 · Costo laboral unitario <p>Además de:</p> <ul style="list-style-type: none"> · Tasa de interés de corto plazo · Agregados monetarios M0 y M1 · Índice de precios al consumidor · Precio del petróleo en dólares · Tasa de fondos federales de EE.UU. · Tipo de cambio nominal 	<p>Reducción de una desviación estándar (0.1%)</p> <ul style="list-style-type: none"> · Producto: hay una expansión de hasta 0.2% trimestral en el primer año, que continúa por otros trimestres para luego caer levemente y volver al estado inicial. · Inflación: sube en forma persistente por casi cinco años y es significativa por alrededor de tres años (0.3%). · Tipo de cambio nominal: se deprecia hasta un 3.2% por más de un año para luego volver al nivel original.
Canadá	Cushman y Zha (1997)	<p>Frecuencia mensual</p> <ul style="list-style-type: none"> · Tipo de cambio nominal · Dinero M1 desestacionalizado · Tasa de interés del Tesoro a tres meses · Índice de precios al consumidor · Índice de producción industrial desestacionalizado · Exportaciones totales · Importaciones totales · Índice de producción industrial de Estados Unidos desestacionalizado · Índice de precios al consumidor de Estados Unidos · Índice mundial de precios de <i>commodities</i> en dólares de EE.UU.. 	<p>Aumento de una desviación estándar (0.25%)</p> <ul style="list-style-type: none"> · Producto: cae por seis meses llegando a -0.2% en el cuarto mes. · Precios: caen gradual y negativamente salvo el aumento en el segundo mes. Estos movimientos son pequeños y estadísticamente no significativos hasta el mes veinte. · Tipo de cambio nominal: se aprecia por un año, y alcanza un efecto máximo de 0.3% el segundo mes.

CUADRO 2 (continuación)			
Evidencia Internacional			
País	Autor	Frecuencia y variables	Respuesta en: producto, nivel de precios o inflación y tipo de cambio ante un cambio en la tasa de política
Australia	Dungey y Pagan (1997)	Frecuencia trimestral <ul style="list-style-type: none"> · Producto de EE.UU. (en logaritmo) · Tasa de interés real de EE.UU. · Términos de intercambio (en logaritmo) · Razón entre el índice Dow Jones y el índice de precios de EE.UU. · Exportaciones reales (en logaritmo) · Logaritmo de la razón entre el <i>All Ordinaries Index</i> y el deflactor de plantas y equipos · Logaritmo del crecimiento real del gasto interno · Logaritmo del PIB real · Tasa de inflación trimestral · Tasa de interés · Logaritmo del dólar ponderado por comercio. 	Aumento de una desviación estándar (1.4%) <ul style="list-style-type: none"> · Producto: cae desde el segundo trimestre y el efecto máximo se alcanza en el séptimo trimestre (-3.0%). · Inflación: cae entre el trimestre nueve y el trece. Alcanzando un piso de -1.0% a fines del tercer año. · Tipo de cambio nominal: apreciación tardía de 5% desde el segundo año y luego desaparece.
Suecia	Jacobson, Jansson, Vredin y Warne (1999)	Frecuencia trimestral variables internas <ul style="list-style-type: none"> · Producto interno · Tasa de interés interna · Nivel de precios · Tipo de cambio nominal Variables externas <ul style="list-style-type: none"> · Producto externo · Tasa de interés externa · Nivel de precios externos junto con <i>dummies</i> estacionales y que reflejan cambios de política	Un aumento de una desviación estándar en tasa de política (0.32%) <ul style="list-style-type: none"> · Producto: aunque es poco significativo el producto cae 0.1% en los trimestres siete y ocho y luego se recupera seis periodos llegando a 0.8%. · Precios: la respuesta es no significativa. · Tipo de cambio nominal: inicialmente se aprecia hasta 0.6%, desapareciendo completamente el efecto sobre esta variable al cabo de diez periodos.

Canadá (7%) y Suecia (14%). Por el contrario, registran altos coeficientes de *pass-through* economías como Colombia (38%), México (58%), Paraguay (59%) y Polonia (62%). Por otra parte, De Gregorio (2002) encontró coeficientes similares en un grupo de países que experimentó fuertes aumentos del tipo cambio, los cuales son en general sustancialmente menores que los observados hace dos décadas atrás. Según este autor la baja inflación, la credibilidad de la política monetaria

y un tipo de cambio flexible son factores que explican la caída del *pass-through* en estos países.

III. MEDICIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA

1. Estimaciones, Rezagos y Proyecciones

Variables

Considerando la experiencia nacional e internacional, en esta sección se estiman VAR monetarios con las siguientes variables: producto, precios, tasa de política, dinero nominal y tipo de cambio real.¹⁷

¹⁷ Corresponde al tipo de cambio real bilateral con Estados Unidos (tipo de cambio nominal * IPC EE.UU./IPC Chile).

CUADRO 2 (continuación)			
Evidencia Internacional			
País	Autor	Frecuencia y variables	Respuesta en: Producto, nivel de precios o inflación y tipo de cambio ante un cambio en la tasa de política
Nueva Zelanda	Drew y Hunt (1998)	Frecuencia trimestral <ul style="list-style-type: none"> · Demanda externa: producción industrial de los países de la OECD · Términos de intercambio · Consumo e inversión · Nivel de precios al consumidor · Tipo de cambio real · Pendiente de la curva de retorno: tasa a 90 días menos tasa a cinco años. 	Un aumento de una desviación estándar en la curva de retorno (0.4%) <ul style="list-style-type: none"> · Producto: hay una rápida caída del consumo y la inversión, alcanzándose su máximo efecto durante el segundo año (-0.4%). · Precios: aumentan por un par de períodos para luego caer a fines del primer año hasta un nivel de 0.1% en el cuarto año. · Tipo de cambio real: se deprecia instantáneamente en 0.7% y luego sube entre seis y siete períodos.
Estados Unidos	Bernanke y Mihov (1995)	Frecuencia mensual <ul style="list-style-type: none"> · PIB real (en logaritmo) · Deflactor del producto (en logaritmo) · Índice de precios de <i>commodities</i> (en logaritmo) · Reservas totales normalizadas · Reservas no prestables más crédito extendido normalizadas · Tasa de fondos federales Además de: <ul style="list-style-type: none"> · Dinero M1 y M0 (en logaritmo) 	Reducción de 0.25% en la tasa de política <ul style="list-style-type: none"> · Producto: aumenta significativamente desde el sexto mes alcanzado su máximo efecto al año y medio (0.3%) y luego desaparece al cabo de tres años. · Precios: aumentan significativamente desde el segundo año, llegando hasta 0.5% en el cuarto año.

Además del conjunto de variables endógenas, se incorporaron variables exógenas como la meta de inflación, el PIB externo,¹⁸ la tasa LIBO ajustada por encaje, y los precios del cobre y del petróleo. Las variables son mensuales y están medidas en logaritmo natural exceptuando la tasa de interés de política y la tasa LIBO. La muestra considerada va desde enero de 1986 hasta diciembre del 2001.

La Meta de Inflación

Un punto importante es la decisión de considerar la meta de inflación como una variable exógena. Al respecto, existen varias alternativas para modelar esta variable en un VAR: una de ellas es omitirla del sistema, con lo cual se supone que esta es completamente endógena y por tanto irrelevante (Parrado, 2001). Otra alternativa es suponer que la meta de inflación está dentro del VAR, como lo hace García (2001), quien muestra

que distintas trayectorias para esta variable producen marcadas diferencias en el comportamiento de la inflación. En otras palabras, este estudio indica que el componente exógeno de la meta es lo suficientemente importante como para explicar los resultados de la política de estabilización que se llevó a cabo durante los noventa en Chile.

Un resultado similar muestra Restrepo (1998), pero estimando directamente una función de reacción para el Banco Central. En este estudio la tasa de interés de corto plazo depende de la brecha entre la inflación esperada y la meta de inflación, además de la brecha del producto. La prueba de la exogeneidad relativa de la meta de inflación puede obtenerse directamente del coeficiente que

¹⁸ Este índice se construyó con los PIB de Estados Unidos, Alemania, Argentina, Japón y Brasil, ponderando cada serie por su participación en el comercio con Chile.

acompaña la brecha de inflación. Si la tasa de interés considerada es la nominal, este coeficiente debe ser mayor que 1, es decir, si las expectativas se alejan de la meta, el Banco Central reacciona y sube la tasa de política para alinear las expectativas de inflación con la meta. Los resultados de Restrepo (1998) indican que efectivamente este coeficiente es mayor que la unidad, especialmente después de 1990, cuando el Banco Central comenzó su independencia.

Una forma alternativa de explorar la relativa exogenidad de la meta de inflación es establecer directamente los posibles determinantes de esta variable. Al respecto suponemos, por simplicidad, que existen dos hipótesis extremas que pueden determinar la trayectoria de la meta de inflación. La primera supone que el elemento más importante que determinó la meta fue una decisión consciente del Banco Central, basada en su credibilidad para estabilizar la inflación. Una forma de modelar esta hipótesis es suponer que la meta depende sólo de sus propios rezagos y que los coeficientes asociados a estos deben sumar menos de 1, indicando que el Banco Central siguió una política decreciente pero gradual. La segunda hipótesis plantea que el Banco Central adoptó una conducta oportunista a causa, por ejemplo, de *shocks* externos positivos que facilitaron la estabilización de la economía chilena durante los noventa. En otras palabras, según esta hipótesis, la meta depende de las expectativas de inflación: si el sector privado esperaba una inflación menor, entonces, el Banco Central redujo la meta. Esta alternativa puede modelarse con una ecuación donde la meta depende explícitamente de las expectativas inflacionarias futuras, aproximadas por variables instrumentales,¹⁹ y de un promedio móvil de la inflación rezagada para capturar elementos inerciales como cláusulas de indexación. La ecuación (1) junta y estima ambas hipótesis para el período 1991-2000, encontrándose que el coeficiente de la meta rezagada es de 0.88; en cambio, la suma de los

coeficientes que miden la importancia de las expectativas bordea sólo 0.07, con lo cual la primera hipótesis resulta ser más plausible que la segunda.

$$Meta_t = 0,58 \cdot Meta_{t-1} + 0,30 Meta_{t-2} + 0,03 \cdot \sum_{i=1}^{12} \frac{1}{12} \Pi_{t+i}^e + 0,04 \cdot \sum_{i=1}^{12} \frac{1}{12} \Pi_{t-i} \quad (1)$$

R² ajustado = 0.99

Período de la estimación: 1991:1-2000:12

DW 2.38

Otro punto importante para incluir la meta de inflación dentro del sistema es que esta variable es útil para reducir un problema típico que se da en los VAR monetarios: el *puzzle* de precios. Este punto se analiza detalladamente una vez que se presentan los resultados de este trabajo.

Especificación

La especificación consta de dos partes. Primero se seleccionó un modelo en niveles, el cual se interpreta como el modelo no restringido. Enseguida fue reparametrizado, obteniéndose tres especificaciones que cubren la mayoría de los casos presentados en la literatura: primeras diferencias, diferencias anuales, es decir que incorpora directamente inflación y crecimiento, y un modelo con corrección de errores (ver sección 3.3). En todos los modelos las variables fueron desestacionalizadas por el método X-12 ARIMA.²⁰ Además, se consideraron los siguientes elementos: (i) se incorporó una tendencia lineal para la estimación en niveles, (ii) la meta se definió en términos anualizados y (iii) la tasa de interés de política y la tasa LIBO no fueron diferenciadas.

Segundo, en la selección de las formas reducidas de los modelos VAR se consideraron dos aspectos fundamentales. Inicialmente, se calcularon los tradicionales criterios de *Schwarz* y *Hannan-Quinn* para definir el rezago óptimo. Estos indicaron que el número de rezagos estaba entre uno y dos. Luego se complementaron estos resultados con un *test* LM multivariado para testear autocorrelación en los errores (Johansen, 1995). Así, si las estimaciones con los rezagos seleccionados por los criterios antes mencionados indicaban autocorrelación, se optó por incrementar el número de rezagos hasta que

¹⁹ El conjunto de variables instrumentales considerados fue IPC, Imacec, tipo de cambio, dinero nominal y precio del petróleo. Todas las variables se miden como crecimiento en doce meses y el número de rezagos es cuatro. Por otra parte, se excluyó de este conjunto la meta de inflación, puesto que en este modelo se supone explícitamente que esta variable es irrelevante.

²⁰ Ver Bravo, Correa, Luna y Ruiz (2002).

esta desapareciera. Este procedimiento permite simultáneamente evitar un número demasiado grande de parámetros a ser estimados y asegurarse de que se está incorporando toda la estructura pertinente en la parte sistemática del VAR. Con esto, la separación precisa entre la forma reducida y los errores permite estimar apropiadamente las funciones de impulso-respuesta.

Identificación

Para interpretar las funciones de impulso-respuesta como el resultado de *shocks* económicos estructurales, en esta sección se especifican los supuestos de identificación para determinar la simultaneidad de todas las variables que forman el SVAR. En primer lugar, de la amplia literatura relacionada con identificación de *shocks* monetarios,²¹ se eligió identificar sólo la función de reacción del Banco Central y el efecto de esta sobre el resto de las variables. La ventaja de esta aproximación es que las restricciones son mínimas, generales y evitan tener que identificar un modelo macroeconómico completo, con lo cual las diversas historias explicadas en la introducción pueden contarse con las funciones de impulso-respuesta de los VAR.

Específicamente, la estrategia consiste en dividir las variables en tres conjuntos:²² (1) las variables que no son afectadas contemporáneamente por las variables de política, (2) las variables de política y (3) otras variables que son contemporáneamente afectadas por las variables de política. En otras palabras, se identifica la función de reacción del Banco Central dividiendo las variables que pueden o no ser afectadas rápidamente por las variables de política. Para ilustrar esto, supongamos que la economía enfrenta un *shock* inflacionario observado por el Banco Central, pero difícil de modificar inmediatamente. Una reacción posible del Banco Central es aumentar la tasa de interés, lo cual afectará a otras variables como la cantidad de dinero y el tipo de cambio. Si bien esta reacción no afecta a la inflación durante el primer período, esta variable podría cambiar en períodos siguientes como resultado de un cambio total dentro del sistema.

Segundo, entre las dos variables de política, se supone una sucesión realista de eventos: el Banco Central define primero una meta de inflación, la cual entra

exógenamente en el VAR y, después de eso, en la tasa de interés. Este supuesto es coherente con el hecho de que la tasa de interés ha sido usada como una política de sintonía fina *o fine-tuning*. Finalmente, el mercado determina endógenamente la cantidad de dinero una vez que el Banco Central fija la tasa de interés y alinea las expectativas de inflación.

Tercero, entre las tres variables que no son de política se supone que el Banco Central no puede afectar contemporáneamente el producto y la inflación, especialmente porque se está trabajando con datos mensuales y la tasa de inflación presenta un alto grado de inercia por la fuerte indexación que caracteriza a la economía chilena.²³ Con relación al tipo de cambio, se supone que el Banco Central sí puede afectar esta variable contemporáneamente, puesto que hay una conexión más estrecha entre el tipo de cambio nominal, la tasa de interés y las intervenciones en el mercado cambiario que pueda realizar el Banco Central.

El cuadro 3 indica las especificaciones para cada uno de los modelos VAR considerados. En ellas se establece el orden y las variables exógenas. En estas, se eligió el largo de los rezagos de manera de reducir los problemas de autocorrelación. Finalmente, se calculó el intervalo de confianza de una desviación estándar para cada función de impulso-respuesta usando el método de Montecarlo.

2. *Shock* en la Tasa de Política

El gráfico 2 ilustra el impacto de un aumento de 1.0% de la tasa de interés sobre el producto, la inflación y el tipo de cambio real. Al respecto, sobresalen tres hechos estilizados:

- i) El primero tiene que ver con la apropiada identificación de la política monetaria. Durante 1998 los esfuerzos para defender el peso causaron que la tasa efectiva, la interbancaria, fuera mucho más alta que la tasa de política (TPM) anunciada durante ese período. Para capturar este efecto, se ajustó la tasa de política monetaria por liquidez,

²¹ Por ejemplo Sims (1986), Bernanke (1986), Sims y Zha (1995) y Leeper, Sims y Zha (1996).

²² Basado en Christiano, Eichenbaum y Evans (1999).

²³ Jadresic (1996).

es decir, esta tasa fue sustituida por la tasa interbancaria durante 1998. Como resultado, se obtuvo una tasa de interés promedio de 13% para 1998, con episodios donde llegó hasta 25% (septiembre); en cambio la TPM bordeó sólo el 9% (ver gráfico 1).

Si se estiman los modelos sin ajustar la TPM por liquidez, un *shock* en la tasa de interés produce un impacto desmedido sobre el producto, la inflación y el tipo de cambio. Para todos los modelos el impacto estabilizador del Banco Central se sobrestima varias veces.

Ajustando la TPM por liquidez se obtienen los siguientes resultados.²⁴ En cada uno de los modelos, un *shock* de 1.0% reduce primero el Imacec y luego los precios. Este resultado es estadísticamente significativo en los modelos especificados en niveles y en doce meses. También en estos dos modelos se encuentra el efecto esperado sobre el tipo de cambio real cuando el régimen cambiario es flexible: esta variable se aprecia inicialmente para luego depreciarse. Una comparación más detallada entre modelos se deja para la sección 3.4, una vez que se haya presentado el modelo con cointegración (VEC).

- ii) Segundo, para tener más información sobre la transmisión monetaria a través del tiempo, se repitió un *shock* de 1.0% en la tasa de interés,

²⁴ Se probó la fortaleza de la estrategia de identificación siguiendo la metodología propuesta por Amisano y Giannini (1996). Una vez identificada la matriz con los efectos contemporáneos entre las variables endógenas del modelo, se eliminaron aquellos coeficientes que no son estadísticamente significativos y luego se verificó la validez de la restricción con un test de sobre-identificación. A modo de ejemplo, se eliminó el coeficiente contemporáneo de la inflación de la ecuación de la tasa de interés, el cual resultó no ser significativo en ninguno de los tres modelos. No obstante que esta restricción pasó el test respectivo, los resultados obtenidos en las funciones de impulso-respuesta no cambiaron. Existe la posibilidad de que estos coeficientes sean estimados imprecisamente, con lo cual, para este caso, es preferible centrarse en la significancia estadística de los intervalos de confianza de las funciones impulso-respuesta en vez de hacerlo en restricciones adicionales en los parámetros para determinar la validez de los impactos de los shocks estructurales.

CUADRO 3

Especificaciones Utilizadas en los Modelos VAR

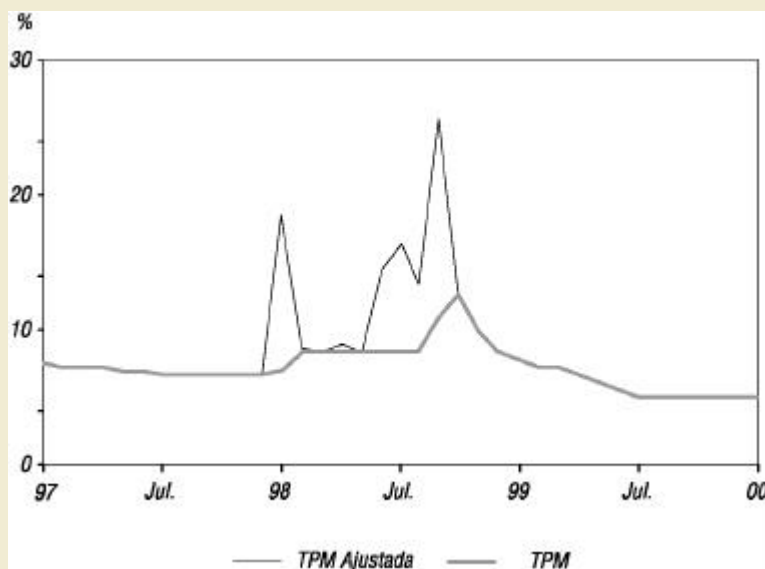
Modelo en niveles (Número rezagos:3) ¹	Ly, lipc, TPM, Im1a, Itcr & ² loil(0 a -3), lpcu(0 a -3), tint(0 a -3), lyext(-1 a -3), meta(0 a -3), constante y tendencia.
Modelo en primeras diferencias (Número rezagos:3)	D1ly, d1lipc, TPM, d1Im1a, d1Itcr & ² d1loil(0 a -3), d1lpcu(0 a -3), tint(0 a -3), d1lyext(-1 a -3), meta(0 a -3) y constante.
Modelo en variaciones en doce meses (Número rezagos:3)	d12ly, d12lipc, TPM, d12Im1a, d12Itcr & ² d12loil(0 a -3), d12lpcu(0 a -3), tint(0 a -3), d12lyext(-1 a -3), meta(0 a -3) y constante.

1. El número de rezagos fue escogido de acuerdo con el criterio de Schwarz ajustado por el *test* LM (Johansen, 1995)
2. A partir de "&" aparecen las variables exógenas con sus respectivos rezagos entre paréntesis. ly es el logaritmo del Imacec, lipc es el logaritmo del índice de precios al consumidor, TPM es la tasa de política, Im1a es el logaritmo del dinero ampliado M1A, Itcr es el logaritmo del tipo de cambio real, loil es el logaritmo del precio del petróleo, lpcu es el logaritmo del precio del cobre, tint es la tasa de interés internacional, lyext es el producto de nuestros principales socios comerciales, meta es la meta de inflación. El símbolo d1 se utiliza para clasificar a las series en primeras diferencias y el d12 para las series en variación año a año.

pero estimando el modelo sólo para el período 1986-1997. Como ilustra el gráfico 2, la principal conclusión de este ejercicio es que la política monetaria perdió efectividad con relación a este período. El impacto de un *shock* de igual magnitud que el aplicado al período completo, 1986-2001, sobre el producto, la inflación y el tipo de cambio es sustancialmente mayor. Con respecto a la forma de las trayectorias, las estimaciones para la respuesta de los precios y el Imacec son coincidentes para ambos períodos. Sin embargo, en la muestra más corta el tipo de cambio real se deprecia en vez de apreciarse. Una interpretación de este resultado es que durante el período 1986-1997 las fluctuaciones del nivel de precios pueden haber superado a las del tipo de cambio nominal, las que de hecho estuvieron limitadas por la banda cambiaria que existió hasta 1999; sólo recién en septiembre de ese año el Banco Central adoptó un sistema de tipo de cambio flexible.

- iii) Tercero, para medir el efecto de incorporar la inflación meta dentro del VAR, se estimó nuevamente el modelo excluyendo esta variable. Puesto que el foco del análisis es el efecto de la política monetaria sobre los precios sin incluir la meta, este ejercicio se incorpora en el gráfico 2 sólo en las figuras que muestran la respuesta de los precios a un *shock* en la tasa de interés. El resultado que sobresale es el de un *puzzle* de

Evolución de la Tasa de Política Monetaria Ajustada y Normal



CUADRO 4

Coeficientes No Restringidos de Cointegración:

LY	D1LIPC	TPM	LM1A	LTCR
18.43	-268.13	30.44	-17.35	7.54
18.65	-234.45	-54.75	-19.04	-4.13
23.69	198.32	-17.84	-16.20	1.03
-3.38	-13.26	-9.90	6.08	1.90
-2.21	24.93	-3.82	3.94	10.87

La definición de cada variable aparece en el cuadro 3.

precios en el VAR en niveles, resultado muy común cuando los VAR están mal especificados y se omiten variables que están relacionadas tanto con los precios como con la tasa de interés. Al respecto, en este caso particular, nuestra interpretación es que si las expectativas de inflación son muy altas con respecto a la meta y por tanto a la propia inflación, el Banco Central subirá la tasa de política, encontrándose, erróneamente, una correlación positiva entre tasa e inflación.

3. Cointegración (VEC)

A diferencia de los modelos de la sección anterior, en el VEC se supone que hay relaciones de largo plazo (vectores de cointegración) que determinan la

evolución de alguna de las variables del sistema. La búsqueda de estos vectores de cointegración está dada por relaciones de largo plazo que la teoría económica establece. En el contexto de VAR monetarios, Hendry y Doornik (1994) y Johansen y Juselius (2000) han identificado, para algunos países europeos, vectores de cointegración semejantes a las relaciones básicas que se derivan de un modelo IS-LM-Oferta agregada. Por otra parte, Garrat, Lee, Pesaran y Shin (2001) han identificado para Inglaterra las relaciones de arbitraje de los modelos de equilibrio general, tales como la paridad del poder de compra (PPP) y la paridad no cubierta de la tasa de interés (UIP). Ambos enfoques fueron probados con datos de la economía chilena, obteniéndose resultados positivos sólo con el primer enfoque. Para llevar a cabo estas estimaciones, se usó la misma muestra y las mismas variables endógenas de los VAR, pero reemplazando el dinero nominal por dinero real. En relación con el orden de los rezagos, se tomó como referencia el número de

rezagos del modelo en primeras diferencias, puesto que el VEC también se estima en esta frecuencia.

Para determinar los vectores de cointegración, se realizó el *test* de Johansen,²⁵ el cual indicó dos vectores al 5%. Para indagar cuáles pueden ser estos vectores, el cuadro 4 muestra los vectores *no* restringidos. En la primera fila del cuadro —que corresponde también al primer vector— se observa que los coeficientes para el Imacec y el dinero real son de magnitud similar pero con el signo opuesto, lo que indicaría que el primer vector de cointegración

²⁵ El *test* se realizó suponiendo una constante en estos vectores. Se recomienda este supuesto cuando las series muestran una tendencia temporal como el Imacec y el dinero. Para más detalle ver Bravo y García (2002).

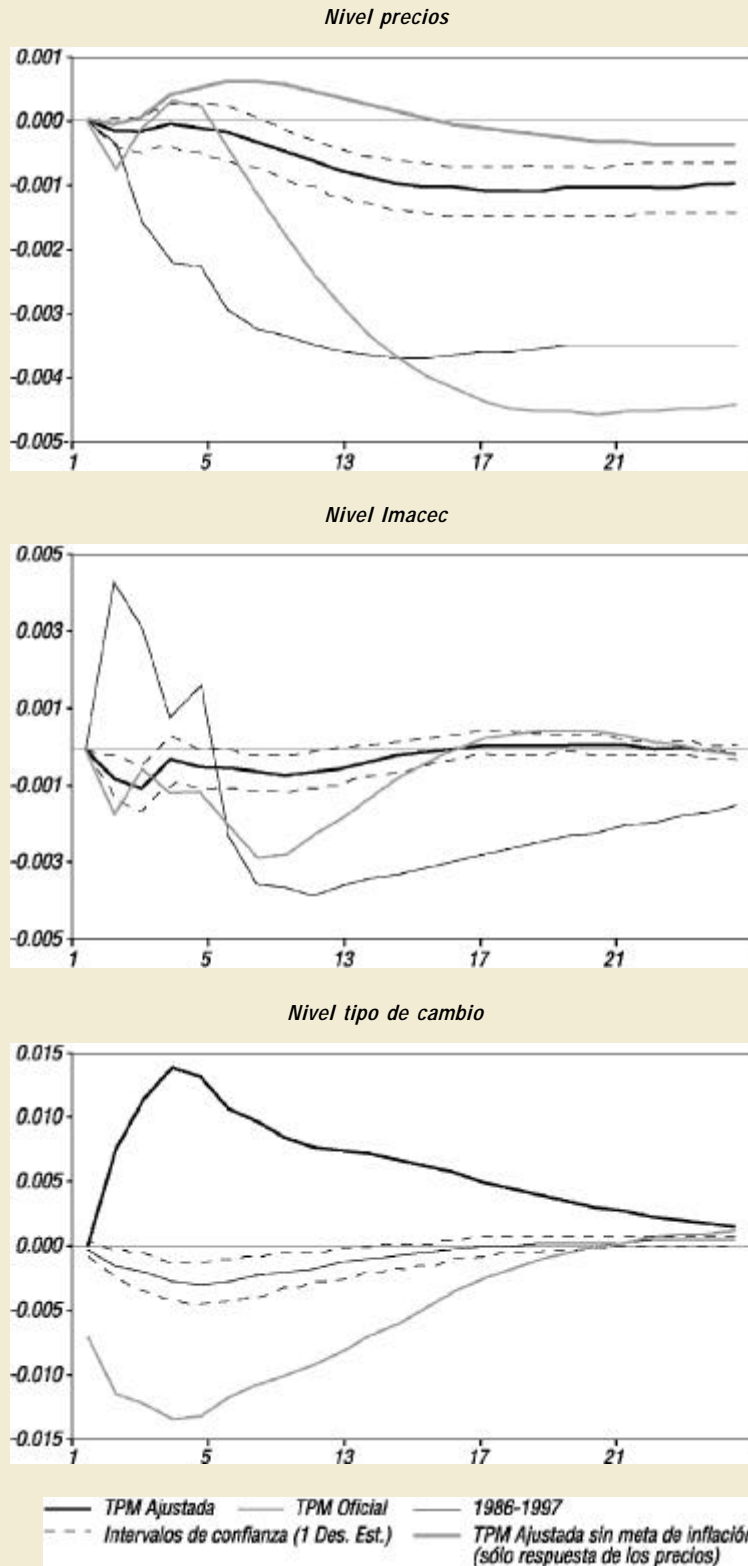
corresponde a la demanda por dinero,²⁶ lo cual es un resultado común en la literatura VEC que estima modelos monetarios (Hendry, 1995).

Con respecto al segundo vector de cointegración, la experiencia internacional indica que corresponde a un vector que relaciona inflación, producto y tasa de interés. Sin embargo, su interpretación depende de los signos de los coeficientes: Harris (1995) y Hendry y Doornik (1994) concluyen que para Inglaterra el nivel de actividad depende positivamente de la inflación y negativamente de la tasa de interés, por lo cual llaman a esta ecuación una función de exceso de demanda. Por otro lado, un estudio realizado con datos de la economía española por Juselius y Toro (1999) interpreta la relación entre estas variables (incluye además la tasa de interés de largo plazo) como la regla para la tasa de interés de corto plazo. De manera similar, Juselius y Gennari (1998) encuentran esta misma relación para Italia. Las estimaciones del cuadro 5 indican que, sin importar la normalización, la relación entre inflación y tasa de política es siempre negativa. Esto nos hace pensar, para el período particular de estimación, en una alternativa diferente de la encontrada en países europeos o de la que se puede obtener directamente de una ecuación de Fisher. Esta alternativa está basada en la forma en que el Banco Central estabilizó la inflación durante los noventa: una meta de inflación más baja

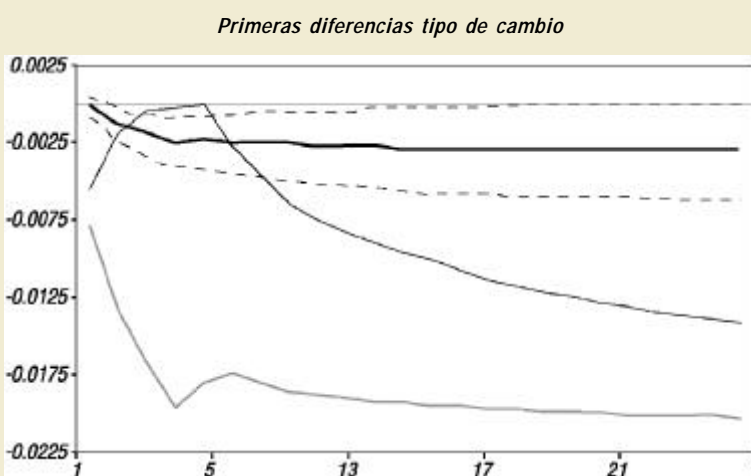
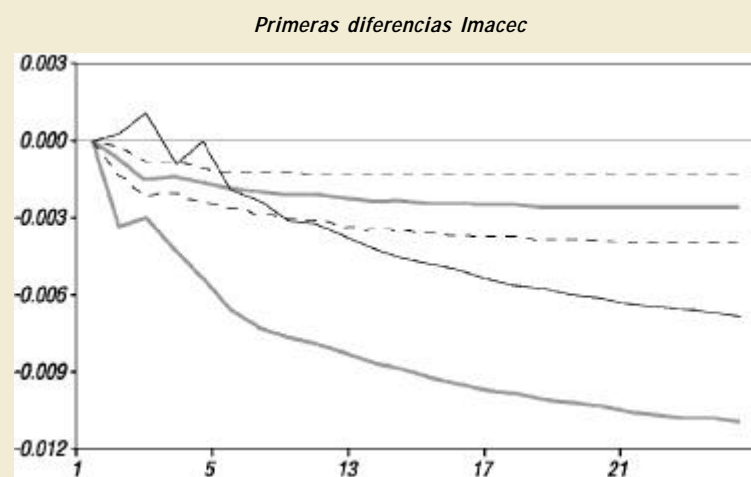
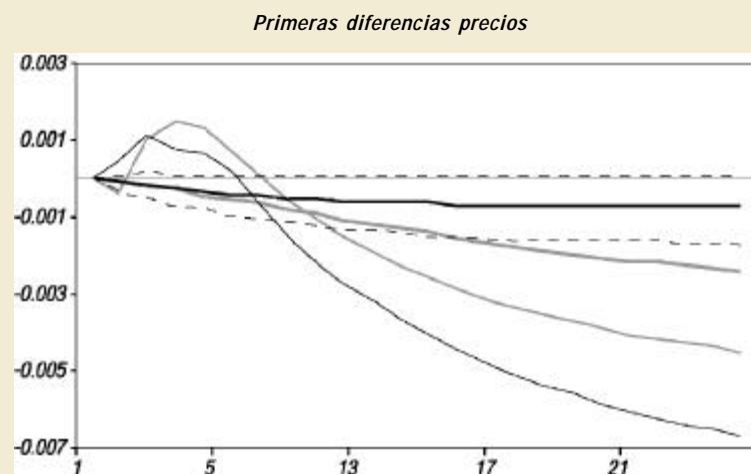
²⁶ Este fue un argumento para incluir dentro de las variables endógenas la inflación en vez del nivel de precios. Así esta variable es una proxy para el costo alternativo del dinero.

GRÁFICO 2

Funciones de Impulso-respuesta
Efecto de un *Shock* de 1.0% en la Tasa de Política sobre:



Funciones de Impulso-respuesta
Efecto de un Shock de 1.0% en la Tasa de Política sobre:



— TPM Ajustada — TPM Oficial — 1986-1997
 - - - Intervalos de confianza (1 Des. Est.) — TPM Ajustada sin meta de inflación (sólo respuesta de los precios)

definió un nivel de inflación de largo plazo también más bajo, con lo cual se necesitó una tasa de interés más alta.²⁷ Esto da como resultado que la inflación durante este período dependiera negativamente de la tasa de política.

El cuadro 5 muestra los resultados de las ecuaciones de cointegración con el respectivo *test* de identificación. Además, se presentan las velocidades de ajuste de las ecuaciones de cointegración en cada una de las ecuaciones del VEC. Con respecto a la posibilidad de testear exogeneidad a través de la significancia de las velocidades de ajustes, al restringir a cero algunas de estas velocidades se observaron importantes problemas de autocorrelación, por lo que se optó por mantener las dos ecuaciones de cointegración en todas las ecuaciones del VEC.

Una vez estimados los vectores de cointegración, se estimó nuevamente el VEC, pero considerando ahora las restricciones del cuadro 5, las cuales no se rechazan al 5%. Los impulsos respuesta para *shocks* transitorios en la tasa de política se muestran en el gráfico 3. Al respecto, las funciones de impulso-respuesta se obtuvieron suponiendo la misma estrategia de identificación que los SVAR, es decir, se identificó sólo la función de reacción del Banco Central (ver los detalles en la sección 3.1). Segundo, es importante mencionar que el *shock* estimado para la tasa de interés en el VEC se vuelve permanente: por tanto, para obtener *shocks* transitorios se aplicó en períodos posteriores, y en línea con los resultados obtenidos

²⁷ Es importante notar que esta no es la tasa nominal sino la reajutable en UF de enero de 1986 a julio del 2001, y luego corresponde a la nominal menos el centro de la inflación meta.

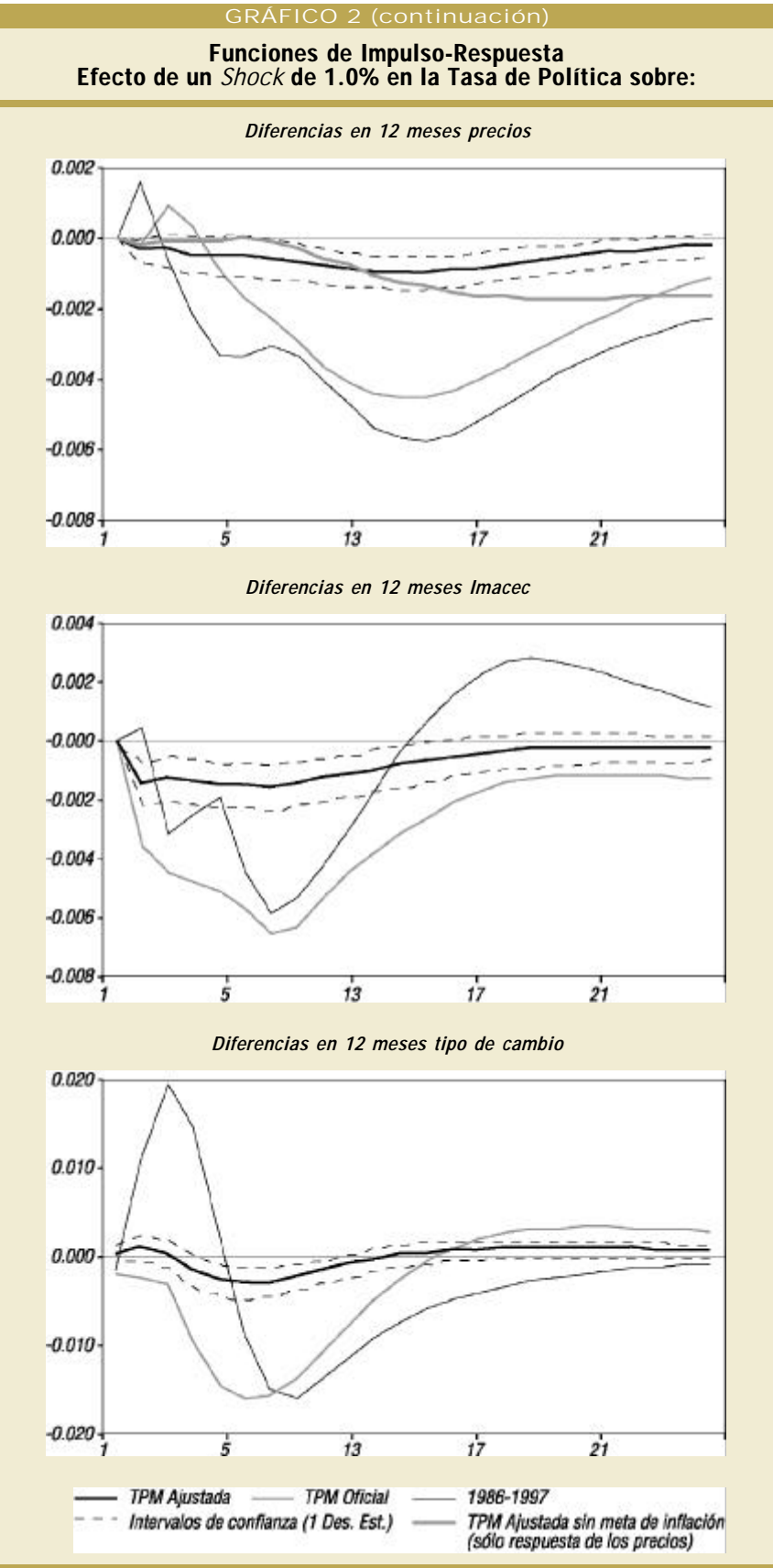
con los SVAR, un segundo *shock*, pero con el signo opuesto.²⁸

Como se observa, cuando se aplica un *shock* transitorio en la tasa de interés los resultados son muy similares a los obtenidos con los SVAR con respecto a la forma y magnitud de los efectos. En línea con las conclusiones de la sección anterior, se tiene que el efecto de la política monetaria sobre el nivel de actividad y los precios ha disminuido después de 1997; también el tipo de cambio se deprecia en vez de apreciarse. Por otra parte, la omisión de la meta de inflación del modelo reduce el impacto de la tasa de política sobre los precios.

4. Medición de la Política Monetaria a Través de Funciones de Impulso-Respuesta

Para poder comparar entre los diferentes modelos, los precios y el Imacec se presentan como crecimiento anual y el tipo de cambio real se presenta en niveles (gráfico 4). La unidad de tiempo es trimestral y el *shock* sobre la tasa de interés es de 1.0% durante todo un trimestre. En primer lugar, los tres modelos SVAR y el VEC coinciden en indicar que la inflación cae, alcanzándose el efecto máximo entre el cuarto y el sexto trimestre. Este es un valor intermedio de los resultados reportados por Valdés (1997), Herrera y Rosende (1991), García (2001) y Parrado (2001). Con relación a las magnitudes, las diferencias entre los cuatro modelos

²⁸ Dado esto se omiten las bandas de confianza, con el objetivo de dejar sólo el efecto neto de ambos shocks.



CUADRO 5					
Vector de Cointegración y Velocidad de Ajuste					
	Ecuación de cointegración 1	Ecuación de cointegración 2			
Ly_{t-1}	-1	0			
D(LIPC t-1)	17.71 [4.48]	1			
TPM _{t-1}	0	0.08 [6.55]			
LM1AR _{t-1}	1	0			
LTCR _{t-1}	0	0			
Test χ^2	7.34				
Probabilidad	12%				
Velocidades de ajuste por ecuación	D1LY	D(D1LIPC)	D(TPM)	D(LM1AR)	D1LTCR
Ecuación de cointegración 1	0.08 [3.74]	-0.01 [-0.81]	0.09 [2.72]	-0.09 [-2.35]	0.01 [0.30]
Ecuación de cointegración 2	-1.41 [-2.82]	-0.68 [-3.47]	-2.07 [-2.76]	-2.31 [-2.55]	-0.43 [-0.69]
La definición de cada variable aparece en el cuadro 3. Los tests t están entre paréntesis					

son pequeñas, con lo cual el efecto máximo promedio de la tasa de interés sobre la inflación es de aproximadamente -0.3% .

En segundo lugar, en todos los modelos el Imacecae, alcanzándose el máximo efecto a fines del primer año. Luego los diferentes modelos tienen comportamientos disímiles, el modelo en niveles y el VEC muestran una rápida recuperación del producto después del quinto trimestre. Por el contrario, los modelos en primeras diferencias y en diferencias anuales no indican períodos de auge. Sobre la magnitud del impacto de las tasas de interés, el rango de valores entregados por los cuatro modelos es amplio, alcanzándose en promedio un impacto máximo de -0.4% . En el caso del tipo de cambio real, este se aprecia hasta en 0.9% , para luego depreciarse en la mayoría de los casos.

Estos resultados indican un claro patrón para la transmisión monetaria: cuando el Banco Central sube la tasa de interés, la primera variable que afecta es el tipo de cambio con una apreciación real y luego se contrae el producto. Sólo meses después la inflación comienza a ceder, pasado entre un año y un año y medio, cuando el nivel de actividad tiende a recuperarse. Con todo, estos resultados confirman

que la transmisión monetaria sigue un patrón similar a las mediciones realizadas en otros países (ver sección 2.1). Por otra parte, comparando nuestros resultados con estudios anteriores, se ve que el orden en que los precios y el producto responden a un *shock* monetario ha cambiado a través del tiempo. A comienzo de los noventa reaccionaban primero los precios y después el producto, en cambio en la actualidad el patrón de respuesta es más parecido a las mediciones que se encuentran en la literatura (ver sección 2.1).

5. ¿Qué Dice la Historia?

En esta sección se comparan los resultados de la sección anterior con los observados en los episodios históricos del período 1986-2000, donde el Banco Central efectivamente cambió la tasa de política monetaria (cuadro 6). Esta es una forma diferente de identificar los *shocks* de la política monetaria a través de episodios históricos (Romer y Romer, 1989), suponiendo que en estos episodios el único *shock* que afectó a la economía fue el de la tasa de interés. Tomando esto en consideración, se incluyó en el cuadro 6 la brecha de inflación (inflación efectiva menos inflación meta), la brecha de crecimiento

(crecimiento del PIB trimestral menos crecimiento del PIB potencial) y las variaciones del tipo de cambio real.

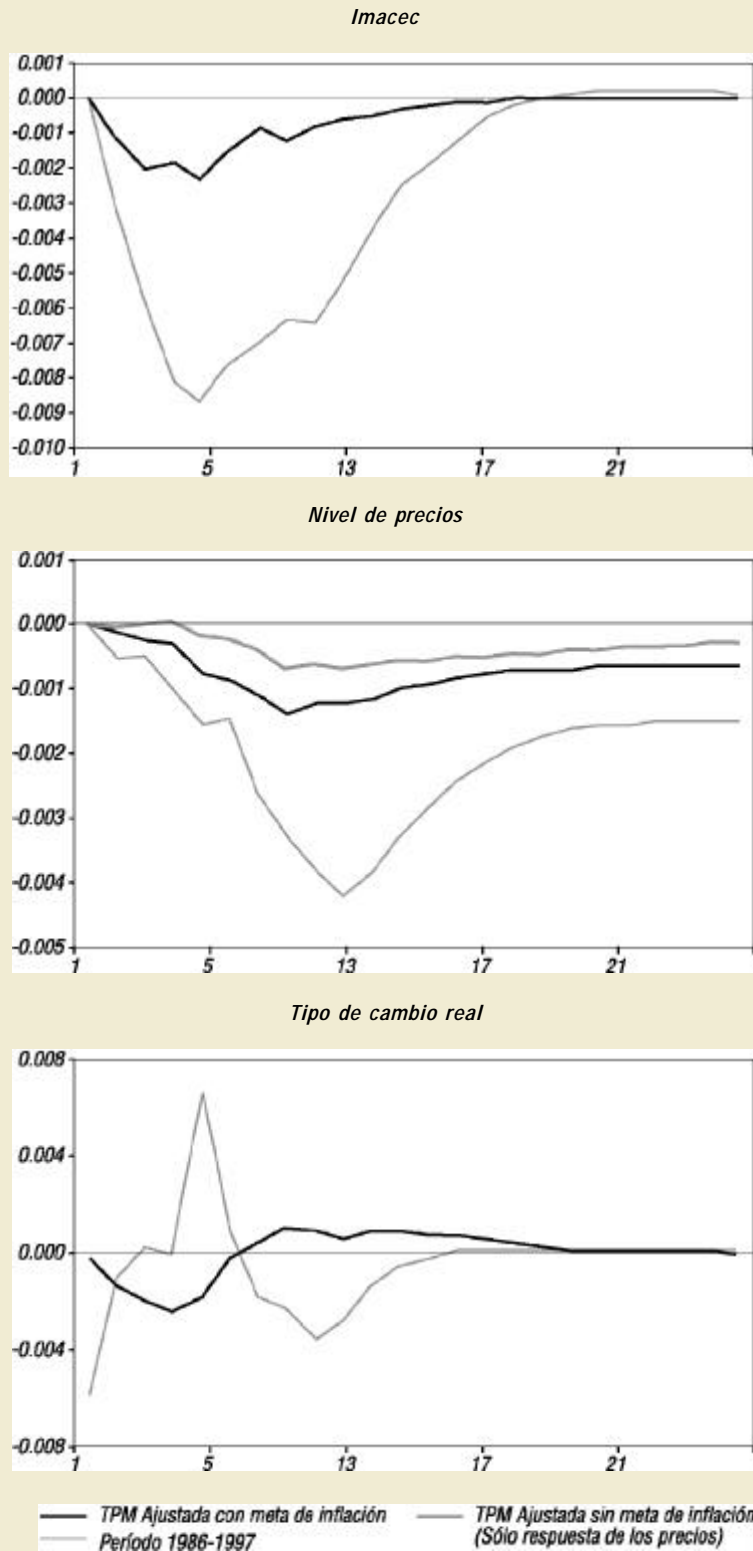
Primero, en el cuadro 6 se observa que ante aumentos en la tasa de política, la inflación anual (respecto de la meta) cae. Al respecto, dos observaciones: la política de tasa de interés parece ser más efectiva a comienzos de los noventa, y el impacto de las reducciones está más concentrado durante el primer año. Así, de los cinco episodios de aumentos importantes de la tasa de interés, en cuatro el efecto más fuerte se dio a fines del primer año, y en tres las reducciones continuaron por tres años más.

En cuanto al PIB trimestral, este se contrae durante el primer año, para luego crecer respecto de su nivel potencial. Este patrón se da para cuatro de las cinco contracciones observadas durante los noventa. Además, en términos relativos, el efecto contractivo de la política monetaria también se reduce en la medida que transcurre la década de los noventa y la tasa de política, ajustada por liquidez, sufre aumentos más pronunciados.

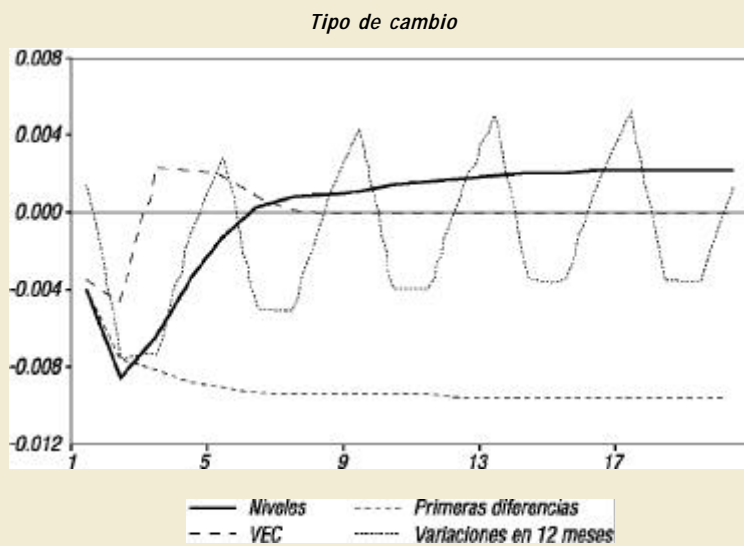
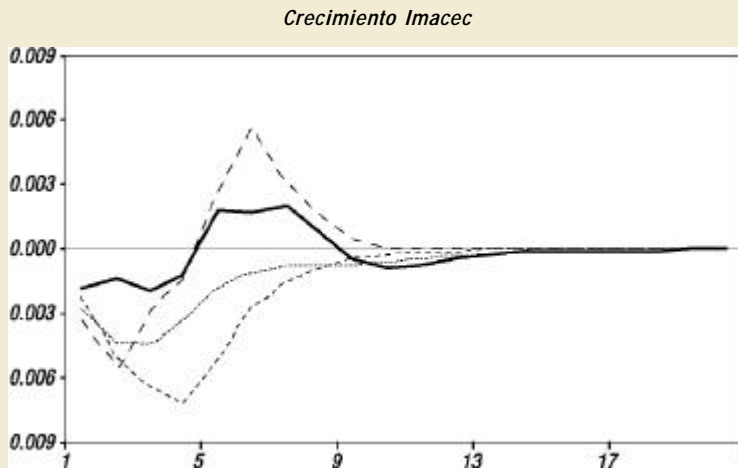
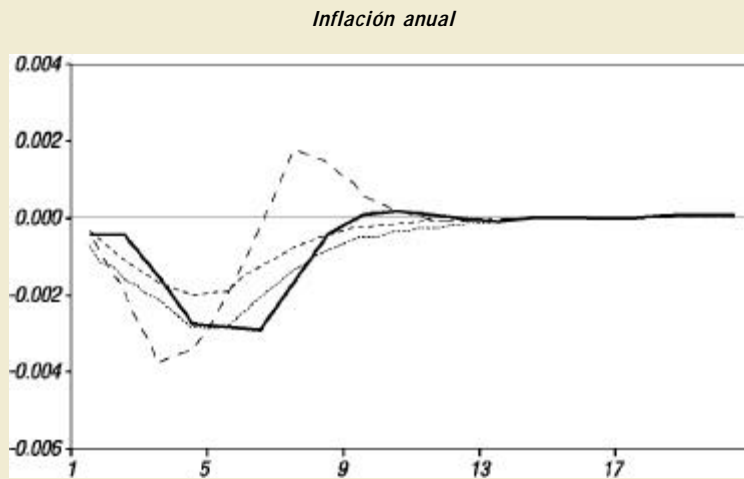
Segundo, las reducciones de tasa de interés siguen a períodos de tasas altas, especialmente para los episodios de 1990.I, 1998.I y 1998.III, los cuales fueron seguidos por reducciones de tasas en los episodios 1990.IV, 1998.II, y 1998.IV. De esta manera, durante estos últimos episodios se siguen observando reducciones de la brecha de inflación dentro del primer año, las cuales se revierten a los dos años. El efecto de las reducciones sobre el crecimiento del PIB parece ser diferente. En efecto, las menores tasas tienden a fortalecer la recuperación del PIB.

GRÁFICO 3

Funciones de Impulso-Respuesta VEC
Efecto de un *Shock* de 1.0% en la Tasa de Política sobre:



Evolución Trimestral de Variables Seleccionadas en los Modelos Mensuales por un Shock de Tasa de Interés (1.0% durante un trimestre)



Finalmente, en el cuadro 6 los episodios con aumento de la tasa de interés²⁹ producen diferentes patrones sobre el tipo de cambio real. Hasta 1998, los aumentos de la tasa de interés ocasionaban tanto depreciaciones como apreciaciones reales. Sólo después de 1998 se comienza a observar más sistemáticamente el patrón esperado, donde las caídas de las tasas se asocian a depreciaciones reales.

IV. ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE PASS-THROUGH EN DIFERENTES ESCENARIOS

Con el objetivo de medir el *pass-through*, se realizaron dos cambios: primero se reemplazó, en el modelo en niveles, el tipo de cambio real por el nominal. Segundo, en vez de generar un *shock* transitorio al tipo de cambio nominal, se usó uno permanente de 1.0% con el objeto de medir la respuesta de los agentes a un cambio persistente más que a la incertidumbre generada por fluctuaciones de corto plazo en esta variable.³⁰ Adicionalmente, se

²⁹ Para el año 1998 se considera la tasa interbancaria.

³⁰ Supongamos, para efectos didácticos, que el modelo consta solamente de dos variables: x_t , tipo de cambio, e y_t , precios, y que la ecuación para la última variable es $y_t = a + b y_{t-1} + c x_{t-1}$. Así, si reemplazamos en esta ecuación x_t por la solución del modelo, \hat{x}_t , se puede obtener directamente la solución para y_t . Este resultado permite modelar un shock permanente para x_t de la siguiente forma, primero se cancela la ecuación de x_t del modelo y luego se supone una nueva trayectoria exógena igual a $\hat{x}_t + k$, donde k representa el shock. El efecto de este shock se puede expresar como la diferencia entre la antigua y la nueva solución para \hat{y}_t , $\Delta \hat{y}_{t+T} = ck(1+b+\dots+b^T)$ la cual depende del tamaño del shock k , del impacto de x_t sobre y_t , c , y de la dinámica de y_t en el modelo, b . Por último el coeficiente de pass-through se calculó como $\Delta \hat{y}_{t+T}/k$.

CUADRO 6

Episodios Históricos

Episodios	Shock en la tasa de interés	Brecha de Inflación					$(Y_{t+4}-Y_t) - (Y_{t+4}^p - Y_t^p)$					TCR _{t,t+4} -TCR _t		
		4 trim. antes	A 4 trim.	A 8 trim.	A 12 trim.	4 trim. antes	A 4 trim.	A 8 trim.	A 12 trim.	4 trim. antes	A 4 trim.	A 8 trim.	A 12 trim.	
1986.II	Aumento 130 pb.	—	1.75	-1.64	-2.20	—	-1.53	-2.46	6.15	-2.32	0.82	-0.98	1.64	
1990.I	Aumento 190 pb.	0.58	-4.71	0.02	-2.63	0.97	-4.93	4.24	-0.13	-1.50	-3.70	-3.08	-12.29	
1990.IV	Reducción 100 pb.	-1.72	-1.78	-2.65	0.60	-5.51	4.26	2.09	-3.34	-0.22	3.25	-2.08	-8.40	
1996.II	Aumento 100 pb.	0.68	-0.67	0.16	-0.57	0.45	0.17	1.50	-7.43	-2.15	0.12	-0.85	3.96	
1998.I	Aumento 550 pb.	0.11	-0.72	-0.35	0.92	3.54	-6.67	2.06	0.38	5.41	0.30	5.72	10.94	
1998.II	Reducción 150 pb.	0.16	-0.57	0.06	0.56	1.50	-7.43	2.58	0.31	0.30	2.40	5.70	11.54	
1998.III	Aumento 800 pb.	0.11	-1.23	0.39	0.59	-1.03	-5.34	2.3	-0.01	2.40	-1.75	9.31	15.36	
1998.IV	Reducción 820 pb.	-0.26	-1.89	0.97	—	-6.56	0.51	1.24	—	-1.75	4.77	14.87	19.68	
1999.I	Reducción 293 pb.	-0.72	-0.35	0.92	—	-6.67	2.06	0.38	—	4.77	0.28	5.22	15.81	
1999.II	Reducción 130 pb.	-0.57	0.06	0.56	—	-7.43	2.58	0.31	—	0.28	6.02	5.84	20.83	
1999.III	Reducción 105 pb.	-1.23	0.39	—	—	-5.34	2.30	—	—	6.02	3.80	6.05	24.35	

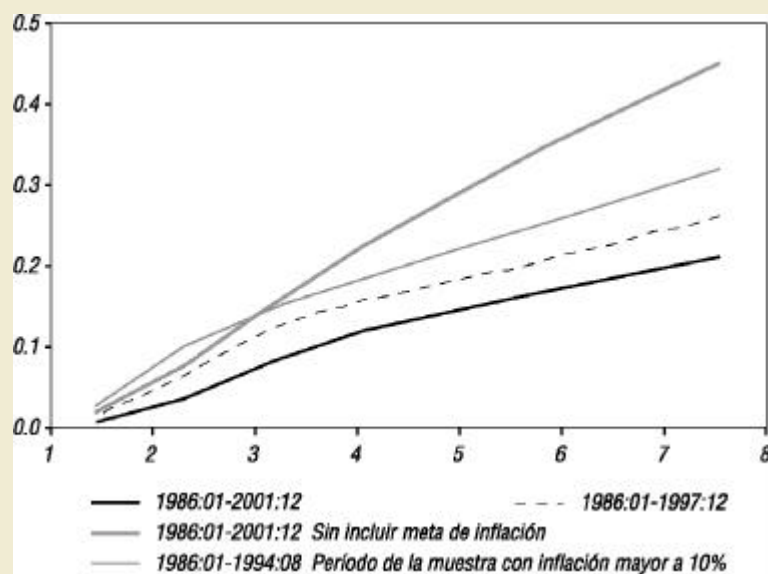
Brecha de inflación: inflación efectiva menos inflación meta.

Y_t: PIB trimestral.Y_t^p: Producto potencial.

TCR: Tipo de cambio real.

Pass-Through Precios

Efecto sobre los precios de un aumento permanente de 1.0% del tipo de cambio nominal con tasa de política constante



supuso una tasa de interés constante para evitar la reacción del Banco Central a los mayores precios por la depreciación del peso. Por tanto, se tiene el efecto limpio del tipo de cambio sobre los precios. No obstante este último punto, inicialmente se mantuvo la meta de inflación dentro del sistema.

El coeficiente de *pass-through* se midió como la razón entre los precios y el tipo de cambio nominal, así un coeficiente igual a la unidad significa que los precios suben en la misma proporción que el tipo de cambio. Los resultados del gráfico 5 indican un coeficiente de *pass-through* bajo, 10% y 20% en un año y dos años, respectivamente, y similares a las estimaciones realizadas por otros autores (sección 2.2).

Para chequear si el bajo impacto sobre los precios es causado por el bajo nivel de actividad que ha afectado el desempeño de la economía chilena en los últimos años, se estimó el modelo sólo hasta 1997. En este caso, se tiene que el *pass-through* es mayor y cercano a 26% después de dos años, indicando que el tipo de *shock* que afecta a la economía altera el nivel del coeficiente. Este resultado está en línea con la hipótesis propuesta por Mishkin (2001), quien establece que es más difícil que se produzca un traspaso sustancial de tipo de cambio a precios si la economía tiene un menor nivel de actividad causado, por ejemplo, por un *shock* externo negativo.

No obstante lo anterior, el coeficiente de *pass-through* sigue siendo bajo con relación a resultados obtenidos en otros países, especialmente en el resto de América Latina (ver sección 2.2). Con el objeto de averiguar qué factores están detrás de este resultado, se realizaron dos ejercicios contrafactuales adicionales. Primero, y siguiendo a Goldfajn y Werlang (2000), se estimó nuevamente este coeficiente, pero en un período donde la inflación fue siempre superior a 10% (1986:01-1994:08). La hipótesis tras este ejercicio es que si la economía registra altas tasas de inflación, entonces la persistencia de esta es también más alta y por tanto para las empresas será más fácil traspasar las fluctuaciones del costo marginal (nominal) a

precios.³¹ El gráfico 5 confirma en alguna medida esta conjetura, pues cuando el nivel de inflación fue más alto, el coeficiente de *pass-through* fue de 30%.

Finalmente, una forma distinta de enfocar la hipótesis anterior es analizar el efecto que tuvo la meta de inflación en la caída de las expectativas inflacionarias y cómo esta última afectó negativamente el coeficiente de *pass-through*. Una forma de tratar lo anterior fue excluir la meta de inflación y estimar el modelo para toda la muestra. El resultado fue un incremento importante de este coeficiente, que llegó a 45% después de dos años. Este último resultado concuerda con la historia de que la meta influyó decididamente en la trayectoria de las expectativas inflacionarias, con lo cual parte del aumento del tipo de cambio fue absorbido por variables tales como los márgenes de comercialización.

V. CONCLUSIONES

En este artículo se estimaron cuatro VAR, tres con restricciones estructurales de corto plazo (SVAR) y uno con restricciones de largo plazo (VEC), los cuales cubren la mayoría de las especificaciones presentadas en la literatura. A diferencia de trabajos

³¹ Ver Taylor (2000) para una discusión sobre este tema.

anteriores, la tasa de política fue ajustada por liquidez para capturar los eventos de 1998, donde la tasa de interés efectiva (interbancaria) superó con creces la tasa de política monetaria (TPM) anunciada por el Banco Central. También se incluyeron como variables exógenas el precio del cobre y del petróleo, el producto externo y la tasa LIBO ajustada por encaje. Las principales conclusiones son las siguientes:

- i) Las trayectorias de las principales variables, esto es, inflación, crecimiento y tipo de cambio, ante un *shock* de la tasa de interés siguen en la actualidad un patrón similar al de otras partes de mundo. Una política monetaria contractiva está asociada primero a una desaceleración del producto y a una apreciación del tipo de cambio. Después la inflación cae y el tipo de cambio tiende a depreciarse. Los modelos indican que el máximo efecto de la política monetaria sobre la inflación anualizada se da entre fines del primer año y el primer año y medio.
- ii) Los efectos de esta política sobre la inflación y el producto son sustancialmente menores que los encontrados por otros autores. La respuesta está en la identificación más precisa que se ha realizado de la política monetaria, ajustando la TPM por liquidez (interbancaria), la cual registró cambios mucho mayores que los registrados por la TPM oficial para iguales fluctuaciones de los precios y el producto.
- iii) El orden en que los precios y el producto responden a un *shock* monetario se modificó a través del tiempo. A comienzo de los noventa, la respuesta de los precios fue más temprana que la del producto. A medida que los modelos incorporaron más información, este orden se revirtió. Con relación a las magnitudes de las respuestas, comparando estimaciones realizadas hasta 1997 con las obtenidas con la muestra completa, se observa que la transmisión monetaria en la economía chilena ha disminuido fuertemente en los últimos años.
- iv) Con todo, los números que ilustran la actual transmisión monetaria en Chile son los siguientes: un *shock* de 1,0% durante un trimestre produce un impacto máximo sobre la inflación de aproximadamente -0.3%. Para el

crecimiento del Imacec, el rango de valores entregados por los modelos es amplio, alcanzando el efecto máximo de la tasa de interés sobre el producto (crecimiento anual) un promedio de -0.4%. El tipo de cambio real bilateral con Estados Unidos se aprecia temporalmente hasta en 0.9%.

- v) Las estimaciones indican que el coeficiente de *pass-through* no superaría el 20% en caso que se diera un *shock* permanente en el tipo de cambio nominal. Este se transmite lentamente a través del tiempo y depende positivamente de elementos tales como el nivel de actividad, el nivel de inflación y la meta de inflación.

Finalmente, si bien los resultados anteriores son una buena medida del impacto de la política monetaria para evaluar, por ejemplo, el desempeño de modelos macroeconómicos agregados, estos resultados provocan algunas preguntas que se deben responder. Es importante determinar qué factores determinan la evolución de la transmisión monetaria para establecer con más precisión cómo el Banco Central puede estabilizar la economía frente a *shocks* de naturaleza diferente y por tanto cuál es el camino que recorre la política monetaria para enfrentarlos y si este camino es efectivo o no. Para esto, es importante descifrar cuáles son los canales microeconómicos que están tras la transmisión monetaria. En otras palabras, cómo se transmite un aumento de la tasa de interés, a través de la inversión, del crédito, del consumo (habitual o durable) y de diversos sectores económicos como la industria y la construcción. También es importante distinguir el papel que juegan en la transmisión diferentes agentes económicos como las familias, distintos tipos de empresas (pymes versus grandes empresas) y los bancos comerciales en aspectos tan diversos como la formación de precios y salarios y los determinantes de la oferta y la demanda de crédito. Con respecto al traspaso de tipo de cambio a precios, las estimaciones agregadas coinciden en que este coeficiente es bajo. Una etapa pendiente es definir los fundamentos microeconómicos del *pass-through*, los cuales son necesarios para determinar con menos incertidumbre la trayectoria futura de este. Por otra parte, una subvaluación o sobrevaloración del *pass-through* podría tener efectos distintos sobre la reacción del Banco Central a las fluctuaciones del tipo de cambio

nominal, con importantes consecuencias sobre el sector real de la economía.

REFERENCIAS

- Amisano, C. y C. Giannini (1996). "Topics in Structural VAR Econometrics." Springer-Verlag.
- Bank of England (1999). *Economic Models at the Bank of England*. Capítulo 5.
- Bergin, P. y R. Feenstra (2001). "Pricing to Market, Staggered Contracts and Real Exchange Rate Persistence." *Journal of International Economics* 54(2):333-59.
- Bernanke, B. (1986). "Alternative Explanations of the Money-Income Correlations." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25:49-99.
- Bernanke, B. y A. Blinder (1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission." *American Economic Review* 82(4):901-21.
- Bernanke, B. y M. Gertler (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission." *Journal of Economic Perspectives* 9(4): 27-48.
- Bernanke, B. e I. Mihov (1998). "Measuring Monetary Policy." *Quarterly Journal of Economics* (113)3: 869-902.
- Bernanke, B., T. Laubach, F. Mishkin y A. Posen (1998). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton University Press.
- Betts, C. y M. Devereux (2000). "Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing to Market." *Journal of International Economics* 50(1): 215-44.
- Bravo, H.F. y C.J. García (2002). "Una Revisión de la Transmisión Monetaria y el Pass-Through en Chile." Documento de Trabajo Nº149. Banco Central de Chile.
- Bravo, H.F., V. Correa, L. Luna y F. Ruiz (2002). "Desestacionalización de Series Económicas: El Procedimiento Usado por el Banco Central de Chile." Documento de Trabajo Nº177. Banco Central de Chile.
- Cabrera, A. y L.F. Lagos (1999). "Monetary Policy in Chile: a Black Box?" Documento de Trabajo Nº88. Banco Central de Chile.
- Calvo, G. y E. Mendoza (1999). "Empirical Puzzles of Chilean Stabilization Policy". En *Chile: Recent Policy Lessons and Emerging Challenges*, editado por Perry and Leizpigereds: Washington D.C. Banco Mundial.
- Caputo, R. y L.O. Herrera (1997). "Agregados Financieros como Indicadores de Política Monetaria." Mimeo. Banco Central de Chile. Diciembre.
- Chumacero, R. (2002). "A Toolkit for Analyzing Alternative Policies in the Chilean Economy." Mimeo. Banco Central de Chile.
- Cushman, D.O. y T. Zha (1997). "Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy Under Flexible Exchange Rates." *Journal of Monetary Economics* 39(3): 433-448.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum y C. Evans (1999). "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" en J.B. Taylor y M. Woodford *Handbook of Macroeconomics* Volumen 1A. Elsevier Science B.V.
- De Gregorio, J. (2002). "Macroeconomic Management in Emerging Economies and the International Financial Architecture." *Forum Public Policy Lecture at the UCLA*. Mayo.
- Duncan, R. (2002) "How Well does a Monetary Dynamic Equilibrium Model Match Chilean Data?" Mimeo. Banco Central de Chile.
- Dungey, M. y A. Pagan (1997). "Towards a Structural VAR Model of the Australian Economy." Australian National University Working Paper in Economics and Econometrics N°319.
- Drew, A. y B. Hunt (1998). "The Forecasting and Policy System: Stochastic Simulations of the Core Model", Reserve Bank of New Zealand. Documento de Trabajo N°6. Octubre.
- García, C.J. (2001). "Políticas de Estabilización en Chile Durante los Noventa." Documento de Trabajo Nº132. Banco Central de Chile.
- García, C.J. y J. Restrepo (2002). "Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile." Por publicar en *Money Affairs* 15(2).
- Garratt, A., K. Lee, M.H. Pesaran y Y. Shin (2001). "A Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK." En: <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/mukmod.pdf>.
- Goldfajn, I. y S. Werlang (2000). "The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study." Documento de Trabajo Nº5. Banco Central de Brasil. Julio.
- Harris, R. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall.
- Hausmann, R., U. Panizza y E. Stein (2000). "Why Do Countries Float the Way they Float?". Documento de Trabajo Nº418. Banco Interamericano de Desarrollo.
- Hendry, D. F. y, G. E. Doornik (1994). "Modelling Linear Dynamic Econometric Systems." *Scottish Journal of Political Economy*(41):1-33.
- Hendry, D. F. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press.
- Kim, S. y N. Roubini (2000). "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach." *Journal of Monetary Economics* 45(3): 561-86.
- Jacobson, T., P. Janson, A. Vredin y A. Warne (1999). "A VAR Model for Monetary Policy Analysis in a Small Open Economy." Banco Central de Suecia - Sveriges Riksbank. Documento de Trabajo Nº77. Febrero.

- Jadresic, E. (1996). "Wage Indexation and the Cost of Disinflation." FMI Staff Paper N°43.
- Johansen, S. (1995). *"Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models."* Oxford University Press.
- Johansen, S. y K. Juselius (2000). "Macroeconomic Behaviour, European Integration and Cointegration Analysis." Mimeo.
- Juselius, K. (1992). "Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark." *Journal of Policy Modeling* 14(4): 401-28.
- Juselius, K., E., Gennari (1998). "Dynamic Modeling and Structural Shift: Monetary Transmission Mechanisms in Italy before and after EMS." Mimeo. European University Institute.
- Juselius, K. y J. Toro (1999). "The Effect of Joining the EMS: Monetary Transmission Mechanisms in Spain." Discussion Paper N°9922. Universidad de Copenhague.
- Lane, R. (2001). "The New Open Economy Macroeconomics: A Survey." *Journal of International Economics* 54(2): 235-66.
- Leeper, E., C. Sims y T. Zha (1996). "What Does Monetary Policy Do?." *Brookings Papers on Economic Activity* 0(2): 1-63.
- Martínez, L., O. Sánchez y A. Werner (2001). "Consideraciones sobre la Conducción de la Política Monetaria y el Mecanismo de Transmisión en México." Documento de Investigación N°2. Banco de México. Marzo.
- Meltzer, A.H. (1995). "Monetary, Credit (and Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective." *Journal of Economic Perspectives* 9(4):3-10.
- Mishkin, F. (1995). "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism." *Journal of Economic Perspectives* 9(4): 49-72.
- Mishkin, F. (2001). "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy." NBER Working Paper N°8617.
- Morandé, F. y M. Tapia (2002). "Exchange Rate Policy in Chile: From the Band to Floating and Beyond." Documento de Trabajo N°152. Banco Central de Chile.
- Parrado, E. (2001). "Effects of Foreign and Domestic Monetary Policy in a Small Open Economy: the Case of Chile." Documento de Trabajo N°108. Banco Central de Chile.
- Restrepo, J. (1998). "Reglas Monetarias en Colombia y Chile." *Coyuntura Económica, Fedesarrollo* 28(4): 131-54.
- Rojas, P. (1993). "El Dinero como un Objetivo Intermedio de Política Monetaria en Chile: Un Análisis Empírico." *Cuadernos de Economía* 30(90): 139-78.
- Romer, C. y D. Romer (1989). "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz." NBER Working Paper N°2966.
- Rosende, F. y L.O. Herrera (1991). "Teoría y Política Monetaria: Elementos para el Análisis." *Cuadernos de Economía* 28(83): 55-93.
- Taylor, J. (2000). "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms." *European Economic Review* 44(7): 1398-1408.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality." *Econometrica* 48(1): 1-48.
- Sims, C. y T. Zha (1995). "Does Monetary Policy Generate Recessions?: Using Less Aggregate Price Data to Identify Monetary Policy." Mimeo. Universidad de Yale.
- Stock, J. y W. Mark (2001). "Vector Autoregressions." *Journal of Economic Perspectives* 15(4): 101-15.
- Valdés, R. (1997). "Efectos de la Política Monetaria en Chile." *Cuadernos de Economía* 35(104): 97-125.
- Walsh, C. (1998). *Monetary Theory and Policy*. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.