

TRANSMISION DE POLITICA MONETARIA EN CHILE

Rodrigo Valdés P.

DOCUMENTOS DE TRABAJO DEL BANCO CENTRAL

Nº 16

Octubre 1997

TRANSMISION DE POLITICA MONETARIA EN CHILE

Rodrigo Valdés P.

Economista Senior
Gerencia de Investigación Económica
del Banco Central de Chile

Resumen

Este trabajo presenta evidencia empírica respecto de la operatoria de la política monetaria en Chile utilizando vectores autoregresivos semi-estructurales. Esta política tiene la particularidad de que opera fijando tasas de interés reajustables en UF, las que son aproximadamente iguales a las tasas reales. Cambios en la política monetaria son identificados como innovaciones en la tasa de interés que maneja el Banco Central. La evidencia permite concluir que la política es efectiva en términos de modificar la trayectoria del producto, pero solo parcialmente en términos de afectar la tasa de inflación. En particular, la política de tasas reajustables es capaz de afectar solo la brecha entre inflación subyacente e inflación meta y no el nivel de inflación subyacente per-se. Esto entrega evidencia indirecta respecto de que el ancla nominal clave de la economía chilena es la meta inflacionaria.

Abstract

Using semi-structural VARs, this paper presents empirical evidence on the Chilean monetary policy operation. The singularity of this policy is that it works through targeting indexed interest rates, which are approximately equal to ex-post real rates. I identify changes in monetary policy as innovations in the central bank target rate. The evidence shows that monetary policy is effective in controlling output, but only partially effective in controlling inflation. In particular, the policy of indexed rates is able to affect the gap between current and target inflation, but not inflation per-se. This gives indirect evidence regarding the importance of the target inflation as the nominal anchor of the Chilean economy.

Agradezco a Luis Oscar Herrera por fructíferas conversaciones respecto de este tema, a Igal Magendzo, Jorge Marshall, Patricio Meller, Francisco Rosende y participantes del Seminario de Macroeconomía y Finanzas del BCCCh por valiosas sugerencias, y a Alvaro Rojas y Claudio Soto por útiles comentarios y eficiente ayuda en la recolección de datos. El autor es el único responsable por los errores que persisten en el trabajo y por las opiniones vertidas en él, las cuales pueden no reflejar las del Consejo del BCCCh.

If we want to measure the true structural effects of a policy change there are only two alternatives.

First, we can specify and estimate a structural economic model. (...) Unfortunately, inferences drawn from structural models are typically sensitive to the choice of specification and the identifying assumptions.

The second alternative is to try to isolate a direct measure of the Federal Reserve policy.

[Bernanke y Blinder (1992), pp. 901–2]

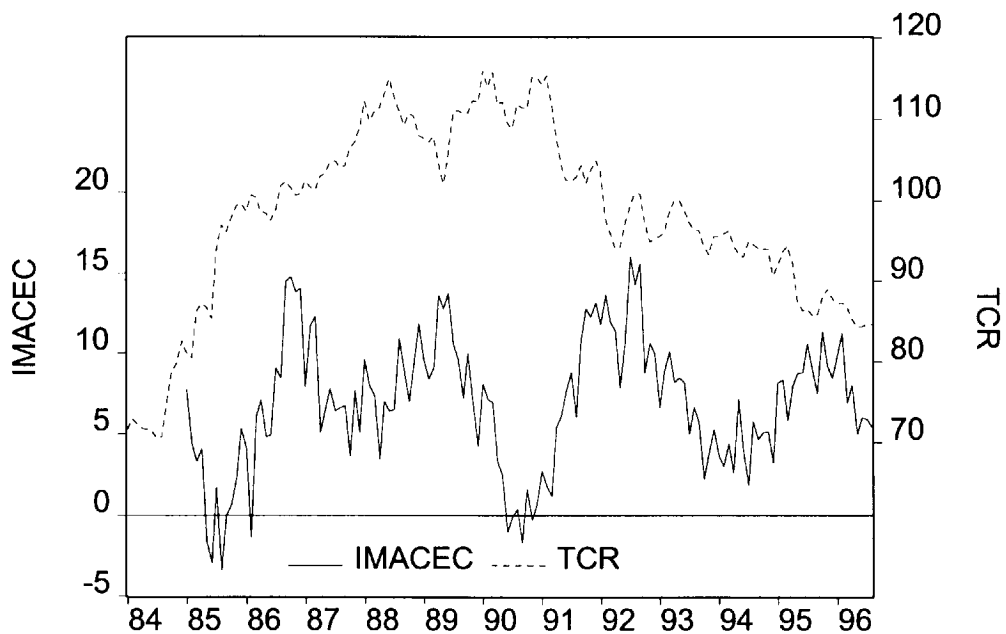
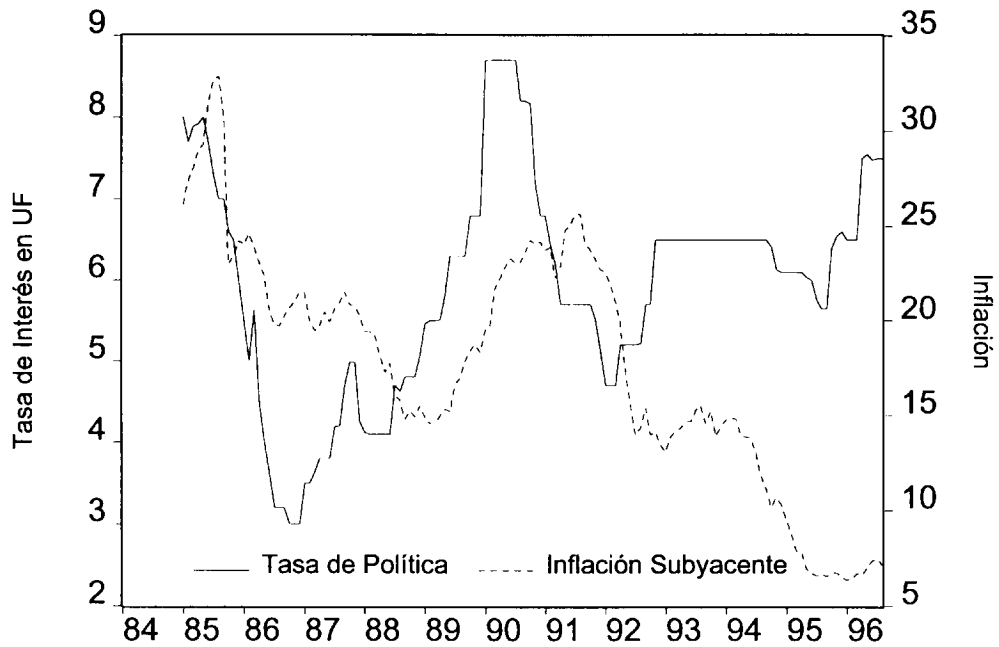
1 Introducción

Tanto durante 1989 como en 1995 la tasa de interés promedio de los instrumentos a tres meses reajustables según UF del Banco Central de Chile (BCCCh), supuestamente el principal instrumento de política monetaria, fue de 6.1%.¹ Sin embargo, la inflación durante esos mismos años fue considerablemente diferente: 23.1 y 7.8%, respectivamente. Por otro lado, existen experiencias en las que se ha observado una desaceleración de la inflación luego de un incremento en las tasas reajustables.² No obstante, a simple vista (figura 1) no es posible encontrar una relación obvia entre la tasa que maneja el BCCCh y la tasa de inflación. En otro frente, si se analiza la evolución del tipo de cambio real (TCR) durante los últimos años se observa que la disminución de la inflación ha sucedido junto a una apreciación sostenida. Esto podría ser considerado evidencia de que la política monetaria ha controlado la inflación a través de la modificación del TCR. Observaciones de este tipo llevan a preguntas como: *¿Cuál es el efecto sobre la tasa de inflación y la trayectoria del producto de una política monetaria contractiva?* y *¿cómo se transmite la política monetaria en Chile?*, o en términos más dramáticos, *¿funciona la política de tasas reajustables que sigue el BCCCh?* El objetivo de este trabajo es entregar una respuesta empírica a este tipo de preguntas utilizando vectores autorregresivos semi-estructurales y dar una interpretación consistente a los resultados que se encuentran.

¹La UF (unidad de fomento) es una unidad de cuenta que se reajusta diariamente en el equivalente diario de la inflación del mes anterior.

²Por ejemplo, entre marzo y noviembre de 1992 las tasas reajustables de los papeles de corto plazo del BCCCh aumentaron progresivamente de 4.7 a 6.5%, mientras que la inflación de los últimos 12 meses disminuyó desde un 18% en marzo de 1992 a 11.6% en enero de 1993.

Figura 1. Tasa de Interés de Política y Variables Macroeconómicas



Fuente: Banco Central de Chile y estimación propia.

La política monetaria que sigue el BCCh tiene la particularidad de que opera controlando directamente tasas reales. A diferencia de otros países, en que la política se basa en fijar tasas nominales, en Chile se manejan tasas reajustables, las cuales son similares a las tasas reales *ex-post* en un horizonte de mediano plazo, por ejemplo un año. Esto hace que los efectos de la política sean bastante desconocidos ya que las experiencias y estudios extranjeros no son directamente aplicables a nuestra realidad. No obstante, la manera de hacer política en Chile también entrega una excelente oportunidad para identificar cambios en la política monetaria como innovaciones en la tasa de interés reajutable de los papeles que el BCCh ha utilizado como instrumento.³ Bajo el supuesto de que la autoridad monetaria no reacciona en forma contemporánea —específicamente dentro de un mes— a innovaciones en otras variables macroeconómicas como inflación y crecimiento del producto, se pueden estudiar los “verdaderos efectos estructurales de la política monetaria” a los que se refería la cita inicial.⁴ Si este supuesto identificatorio es correcto se pueden utilizar directamente las estimaciones de un sistema de vectores autorregresivos para estudiar los efectos de la política monetaria; de ahí su calificativo de estructural. Si la identificación es sólo parcial, se le considera semi-estructural.

Los principales resultados empíricos que se encuentran en este trabajo son que innovaciones en la tasa reajutable que maneja el BCCh generan una disminución tanto de la tasa de crecimiento del producto (IMACEC) como de la brecha entre inflación efectiva (subyacente) e inflación meta o esperada. Además, se verifica el resultado de que innovaciones en la tasa del BCCh no modificarían la trayectoria de la tasa de inflación medida en niveles (sin controlar por inflación meta) ni la senda del TCR. Por lo tanto, la política monetaria sería completamente efectiva en controlar la trayectoria del producto, sería sólo parcialmente efectiva en controlar la inflación y no impondría costos importantes en términos de competitividad. Los resultados se muestran sorprendentemente robustos y estables a distintas especificaciones y períodos de estimación.

En términos de la magnitud y rezagos con que actuaría la política monetaria, se encuentran los siguientes efectos estadísticamente significativos: Una innovación de 30

³Como se verá en la sección 2, los papeles utilizados han variado en el tiempo. Claramente existen otros instrumentos de política monetaria que puede manejar la autoridad, incluyendo agregados monetarios. Lo que en este trabajo suponemos, con algún riesgo de sobre-simplificar la realidad, es que la tasa de interés ha sido el instrumento clave en Chile.

⁴Bajo este supuesto, la autoridad es libre de reaccionar al entorno macroeconómico con uno y más meses de rezago.

puntos base en la tasa que maneja el BCCh produce una caída de aproximadamente 0.5% en la tasa de crecimiento del producto a partir del séptimo mes posterior al shock. Esta caída desaparece lentamente luego de 8 meses (en el mes 15). La brecha entre inflación efectiva (subyacente) e inflación meta (o esperada) disminuye en 0.4% entre el mes 6 y el mes 12. En términos del coeficiente de sacrificio, los resultados indican que éste sería de aproximadamente 0.78. El tipo de cambio real no se ve modificado significativamente con la política, mientras que la cantidad de dinero disminuye significativamente entre el mes 3 y el mes 8.

La interpretación que le damos a estos resultados empíricos es que el verdadero ancla nominal de la economía chilena es la tasa de inflación meta. Argumentamos que al igual que una política de tasas nominales que tiene una regla de *feedback* que incluye variables nominales permite determinar el nivel de precios de una economía, una política de tasas reajustables que responda a la brecha entre inflación efectiva y meta permite determinar la tasa de inflación (aunque no necesariamente el nivel de precios). Si la regla de tasa real no responde a esta brecha, entonces tanto el nivel de precios como la inflación estarían indeterminados. Por último, el trabajo discute una explicación para la poco intuitiva función de respuesta de la inflación en niveles basada en credibilidad imperfecta.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 revisa la forma en que se ha llevado a cabo la política monetaria en Chile y discute los resultados de otros trabajos que han estudiado el proceso de inflación y la política monetaria chilena. La sección 3 revisa la metodología de VARs semi-estructurales y defiende el uso de innovaciones de la tasa de papeles reajustables del BCCh como medida de política monetaria. La sección 4 describe los datos utilizados, presenta los resultados de las estimaciones, revisa su estabilidad y robustez y evalúa la calidad del supuesto identificador. La sección 5 presenta nuestra interpretación de los resultados. Por último, la sección 6 presenta algunas conclusiones.

2 Tasas de Interés y Política Monetaria en Chile

Previo a 1985, la política monetaria en Chile estaba supeditada al financiamiento de los déficits del gobierno o a los objetivos de tipo de cambio. En la práctica no existía un espacio para llevar a cabo política monetaria como herramienta de

estabilización de inflación y demanda agregada.⁵ A partir de 1985 esta situación cambió radicalmente y el BCCh comenzó a realizar política monetaria manejando tasas de interés reajustables según UF.

Existen al menos tres razones para la elección de tasas de interés reajustables en UF en el diseño de la política monetaria en Chile. La primera es que la demanda por dinero ha demostrado ser bastante inestable, por lo que la utilización de una meta monetaria generaría movimientos de precio y producto indeseados.⁶ La segunda es que la economía chilena tiene un alto grado de indexación lo cual dificulta el uso de tasas nominales si la inflación es poco predecible. El uso masivo de la UF demuestra la extensión de la indexación en contratos financieros. Por último, la autoridad de la época valoró altamente la característica de claridad de señal que tiene el uso de tasas reajustables. Cambios en esta tasa no llevarían a doble interpretaciones como puede suceder con la tasa nominal.⁷

Una ventaja importante de manejar tasas de interés reajustables según UF es que éstas son similares a las tasas reales *ex-post* en un horizonte de mediano plazo. Por ejemplo, en el plazo de un año la discrepancia entre ambas tasas para una operación promedio (en términos de tasa anual) es aproximadamente:⁸

$$r_{t,t+12}^{UF} - r_{t,t+12} = 0.005(\pi_{t-2} - \pi_{t+10}) + 0.064(\pi_{t-1} - \pi_{t+11}),$$

donde $r_{t,t+s}$ es la tasa real entre el mes t y el mes $t + s$, π_t es el equivalente anual de la inflación en el mes t y el superíndice UF denota tasa reajutable según UF. Menos del 7% de la discrepancia entre la inflación de uno y otro año se transmite a la tasa real *ex-post*.

La utilización de tasas reajustables como instrumento de política ha perseguido el objetivo intermedio de un crecimiento de la demanda agregada acorde con el crecimiento del producto potencial. Una brecha entre el crecimiento de estas dos variables tendría tanto un impacto inflacionario como de desequilibrio externo. Entre 1985

⁵Véase Magendzo (1997) para una revisión de la evolución histórica de la política monetaria en Chile.

⁶Rojas (1993) muestra que en Chile sólo los agregados monetarios más amplios son estables. Lamentablemente éstos son los que están más lejos del control de la autoridad.

⁷Véase Fontaine (1991) para una revisión de los argumentos sobre las “propiedades comunicacionales” de las tasas reajustables.

⁸Las complicaciones de la fórmula se originan en que la UF se calcula desde el día 10 de un mes al día 9 del siguiente.

y 1989, cuando el diseño de política era supervigilado por el FMI y los recursos externos eran escasos, el objetivo de brecha demanda-producto era la contraparte de la restricción externa. A partir de 1989, cuando los recursos externos vuelven a estar (masivamente) disponibles para el país, la brecha puede ser ligada más directamente al objetivo inflacionario. Junto con este objetivo intermedio, el BCCh comenzó anunciar metas inflacionarias anuales a partir de 1990.⁹

La implementación del manejo de las tasas reajustables se hizo en 1985 a través de la venta de documentos indexados a distintos plazos. Existía una ventanilla abierta para los distintos papeles los cuales se vendían a una tasa fija. Hacia 1987 la política se fue concentrando cada vez más en la tasa de los pagarés reajustables del BCCh (PRBC) a tres meses.¹⁰ En abril de 1989 se decidió fijar cupos para los papeles de largo plazo y que la tasa de estos documentos fuera fijada por el mercado. Movimientos en la cantidad ofrecida de estos papeles obedecían más a un problema de manejo de deuda que a la política monetaria misma. Así, el uso de la tasa de los PRBC a tres meses continuó siendo el principal instrumento monetario hasta abril de 1995. En mayo de 1995 el BCCh cambió su instrumento por la tasa reajutable interbancaria, la cual es controlada a través del manejo de liquidez y la utilización de Repos y Anti-repos.¹¹

Sorprendentemente no existen muchos trabajos que evalúen directamente los efectos y mecanismos de transmisión de la política monetaria en Chile, entendida ésta como el manejo de las tasas reajustables en UF. Existen varios trabajos que analizan los determinantes del proceso inflacionario en Chile, pero pocos analizan la relación entre las tasas reajustables, la tasa de inflación y la senda de crecimiento del producto. Por ejemplo, Budnevich y Godoy (1995), Corbo (1997) y Corbo y Piedrabuena (1995) presentan detallados análisis empíricos del proceso inflacionario chileno, pero a partir de los cuales no es posible contestar las preguntas que hacíamos en la introducción. Más específicamente, estos trabajos presentan estimaciones del proceso inflacionario que toman en cuenta la indexación, la inflación externa y el tipo de cambio, la evolución de los salarios, los impuestos (e.g., IVA), la brecha de producto (o desempleo), los excesos de oferta monetaria y otros determinantes de la inflación. Corbo (1997) es-

⁹Cabe destacar además que el BCCh comenzó a ser autónomo en 1989.

¹⁰Expectativas de un cambio en la instancia monetaria generan problemas de liquidez serios cuando se utilizan papeles largos para en la operatoria de la política monetaria porque las ganancias de capital involucradas son mayores.

¹¹Véase Budnevich y Pérez (1995) y Magendzo (1997) para los detalles de la operatoria que sigue el BCCh para controlar la tasa interbancaria a partir de 1995.

tudia además otros aspectos de la política monetaria y cambiaria. En particular, presenta estimaciones de funciones de intervención en el mercado cambiario y esterilización por parte del BCCh durante los 90's, las cuales permiten conectar objetivos de tipo de cambio nominal a excesos de oferta de dinero. Corbo y Piedrabuena (1995) estudian también los determinantes de la evolución de los salarios y del tipo de cambio nominal, mientras que Budnevich y Godoy (1995) analizan la determinación de los salarios. Sin embargo, ninguno de los tres trabajos analiza lo que sucede con la inflación y la trayectoria del producto cuando la autoridad cambia el principal instrumento de política en su poder que es la tasa de interés reajutable según UF.

Algunos de los trabajos que intentan una evaluación directa del impacto de cambios en la tasa reajutable sobre la inflación y la trayectoria del producto son Rosende y Herrera (1991), Mendoza y Fernández (1994), Morandé et al. (1995), y Eyzaguirre y Rojas (1996). Por su parte, Rojas (1993) evalúa el impacto de la tasa de interés sólo sobre el producto. Los tres primeros trabajos y Rojas (1993) utilizan VARs, mientras que el cuarto presenta estimaciones de ecuaciones reducidas de la brecha gasto-producto y la tasa de inflación en forma separada.

El principal problema de todos estos estudios es que ellos utilizan una tasa de interés que no es controlada por la autoridad, por lo que innovaciones en ella no pueden ser asociadas a cambios en política. En el caso de Rosende y Herrera (1991), Rojas (1993) y Eyzaguirre y Rojas (1996) la tasa reajutable es la de captaciones del sistema financiero en operaciones de tres meses a un año, Mendoza y Fernández (1994) utilizan la tasa de colocaciones de tres meses a un año, mientras que Morandé et al. (1995) usan la tasa de captaciones promedio de operaciones de 30 a 90 días. Además de este problema de identificación, y debido a restricciones de existencia de datos, Rosende y Herrera (1991), Rojas (1993) y Eyzaguirre y Rojas (1996) utilizan información de frecuencia trimestral, lo cual, como se discutirá más adelante, hace menos probable que innovaciones en las variables tengan una interpretación con sentido económico. Por último, la metodología utilizada en Eyzaguirre y Rojas (1996) tiene dos problemas fundamentales. Primero, en la estimación de las ecuaciones de inflación y brecha de producto se considera la tasa de interés sólo en la ecuación de la brecha. Esto restringe el efecto que puede tener la tasa de interés real sobre la inflación a ocurrir sólo a través del efecto que aquélla tiene sobre la brecha. Segundo, y más importante, debido a que no se toma en cuenta la función de respuesta de la tasa de interés a innovaciones rezagadas del entorno macroeconómico, se confunden los efectos de innovaciones en la tasa con efectos que generan reacciones de la política. En otras palabras, los efectos

de la política no están identificados.

Las conclusiones de estos trabajos son variadas y algunas veces contradictorias entre sí. La principal conclusión de Mendoza y Fernández (1994) es que cambios en la tasa reajutable *no* afectarían de ninguna manera sistemática la inflación ni la trayectoria del producto. Si se asocia política monetaria en Chile con manejo de tasas reajustables, esto significa que la política sería completamente inefectiva. A partir de las estimaciones de Morandé et al. (1995) se puede llegar a una conclusión similar. Las conclusiones de Rosende y Herrera (1991) en cambio son diferentes: innovaciones en la tasa reajutable sí disminuirían tanto el producto como la inflación en forma transitoria, durante aproximadamente 6 trimestres, respecto de su tendencia (calculada con el filtro de Hodrick y Prescott).¹² Rojas (1993) llega a conclusiones similares respecto de la respuesta del producto a innovaciones en la tasa reajutable. Por último, Eyzaguirre y Rojas (1996) concluyen que cambios en la tasa reajutable disminuirían la brecha gasto-producto significativamente luego de 2 trimestres y la inflación luego de 4 trimestres.

3 VARs Semi-estructurales

La metodología de los vectores autorregresivos nació originalmente como una forma de rescatar desde los datos información respecto de la dinámica conjunta que sigue un grupo de variables económicas sin imponer relaciones teóricas a-priori. Para esto se utilizan dos herramientas complementarias que se construyen a partir de la estimación de la forma reducida del sistema: funciones de impulso-respuesta y la descomposición de varianza del error de pronóstico. En la primera se verifica cómo cambia la trayectoria de una variable cuando existe una innovación en otra variable, mientras que en la segunda se descompone el movimiento de una variable entre los shocks que afectan a cada una de las variables del sistema midiendo la contribución relativa de cada una. Un ingrediente clave para poder interpretar correctamente los resultados que entregan estas herramientas es que las innovaciones o impulsos en las variables sean realmente shocks estructurales y no combinaciones de éstos.¹³ Si este no es

¹²Lamentablemente este trabajo no provee estimaciones de la desviación estándar de las funciones de impulso-respuesta por lo que no es posible evaluar la significancia de los resultados.

¹³La metodología original involucra ortogonalizar los residuos de la forma reducida a partir de la descomposición de Choleski de la matriz de varianzas y covarianzas. Eso es equivalente a suponer una relación recursiva entre las variables del sistema: la variable A reacciona en forma contemporánea

el caso, el análisis de funciones impulso-respuesta y descomposición de varianza no tendrá una interpretación estructural y no permitirá inferencias desde el punto de vista económico (aunque como herramienta de pronóstico siga siendo válida). En términos econométricos se dice que el sistema no está identificado.

Los VARs semi-estructurales utilizan la metodología original de los VARs, pero también utilizan restricciones generadas a partir de la teoría económica para obtener un sistema identificado. Así, los impulsos están asociados a *verdaderos* shocks estructurales. El más simple de estos métodos es el de identificar innovaciones a partir de restricciones contemporáneas, donde se asume que una variable no responde a innovaciones de otra variable en el período corriente.¹⁴ Obviamente, mientras más alta sea la frecuencia de los datos utilizados más defendible es esta forma de identificación.¹⁵ Existe, además, la posibilidad de identificar parcialmente un sistema cuando las restricciones permiten aislar sólo una parte de los shocks estructurales.

Más formalmente, se supone que existe un vector X con k variables, de las cuales una es una variable de política, y que cumplen con la siguiente relación:¹⁶

$$AX_t = C(L)X_{t-1} + DZ_t + \epsilon_t, \quad (1)$$

donde A es una matriz de $k \times k$, $C(L)$ un polinomio en el operador rezago L con matrices de dimensión $k \times k$, D es una matriz de $l \times k$, Z_t un vector de l variables exógenas y ϵ_t es un vector de shocks estructurales con matriz de varianzas y covarianzas Σ_ϵ . Se supone que estos shocks no son autocorrelacionados y no tienen correlación contemporánea entre sí, por lo que Σ_ϵ es diagonal.

La forma reducida que se utiliza para la estimación del VAR es:

$$X_t = B(L)X_{t-1} + FZ_t + \nu_t, \quad (2)$$

donde $B(L) = A^{-1}C(L)$, $F = A^{-1}D$ y $\nu_t = A^{-1}\epsilon_t$. La estimación (simple MCO) de (2) entrega los valores de $B(L)$, F y de la matriz de varianzas y covarianzas de ν , que denotamos Σ_ν . Para recuperar los parámetros de la forma estructural (desconocidos), se utilizan las relaciones entre éstos y los parámetros de la forma reducida (conocidos). En particular, se conocen los $k(k-1)/2$ valores de Σ_ν , los kl valores de F y los valores

sólo a impulsos propios, la B a impulsos propios y de A , y así sucesivamente.

¹⁴Véase Keating (1992) para una revisión de restricciones de largo plazo en VARs.

¹⁵Véase Watson (1994).

¹⁶En general se podría tener más de una variable de política.

de $B(L)$. Se necesita descubrir los k^2 valores de A , los kl valores de D , los k valores de Σ_ϵ y los valores de $C(L)$. Debido a que $B(L) = A^{-1}C(L)$ y $F = A^{-1}D$, los parámetros en $B(L)$ y F se agotan en el cálculo de $C(L)$ y D si conocemos A . Por lo tanto, el sistema a resolver para calcular los parámetros desconocidos es:

$$A^{-1}\Sigma_\epsilon A^{-1'} = \Sigma_\nu.$$

Se conocen $k(k-1)/2$ parámetros para calcular $k^2 + k$, por lo que es necesario $k(k+1)/2$ restricciones para identificar la totalidad de ellos. Se ganan k restricciones por la normalización de imponer unos en la diagonal de A . Por lo tanto, se requieren $k(k-1)/2$ restricciones adicionales para una identificación completa.

La necesidad de conocer la forma estructural se hace patente cuando se quieren interpretar las funciones impulso-respuesta (y la descomposición de varianza) desde el punto de vista económico. En particular, estas funciones muestran la evolución que siguen las variables en X ante un shock en ϵ_t y se definen como $\partial X_s / \partial \epsilon_t$, con $s \geq t$. Su cálculo es directo a partir de la representación de medias móviles:

$$X_t = FZ_t + (I - B(L)L)^{-1} \nu_t = A^{-1}DZ_t + (I - B(L)L)^{-1} A^{-1} \epsilon_t. \quad (3)$$

El componente $(I - B(L)L)^{-1}$ se conoce de la estimación de la forma reducida, pero es necesaria también la matriz A para calcular correctamente la función. Si la matriz A que se utiliza es diferente a la *verdadera* y se simula el efecto de un shock de ϵ_t , el cambio de trayectoria que en realidad se estará simulando es el impacto de una combinación de shocks estructurales por lo que el resultado no tendrá una interpretación económica. En el caso de una identificación parcial, donde se conocen sólo algunas filas de A , sólo la funciones de impulso-respuesta respecto de las variables que están identificadas tienen sentido.¹⁷

Existen dos etapas en la identificación de los efectos de política monetaria utilizando VARs semi-estructurales. La primera y probablemente más fundamental, es la correcta elección de la variable de política que se considere parte del vector X . Si se escoge una variable que en realidad es controlada sólo parcialmente por la autoridad, entonces no es posible identificar innovaciones en dicha variable como cambios

¹⁷En este caso, además, el resultado es independiente del ordenamiento del resto de las variables dentro del VAR (i.e., del supuesto que se realice respecto del resto de A).

de política.¹⁸ En nuestro caso, basados en la discusión de la sección 2, utilizamos una variable híbrida como proxy de la política monetaria que es la tasa reajutable que el BCCCh ha utilizado en distintos momentos como el instrumento de política. Entre 1985 y abril de 1995 ésta fue la tasa de los PRBC a tres meses y a partir de mayo de 1995 la tasa reajutable interbancaria (*overnight*). Esta es una de las diferencias clave entre las estimaciones que presenta este trabajo y las de los trabajos que se revisaron en la sección anterior (e.g., Mendoza y Fernández, 1994). En general, esos trabajos utilizan la tasa reajutable de captaciones o de colocaciones del sector financiero como medida de política.¹⁹

La segunda etapa necesaria para la identificación de los efectos de cambios en política monetaria es el supuesto identificador respecto de la relación entre la variable de política y el resto de las variables, esto es las restricciones sobre la matriz A . En nuestro caso la identificación es sólo parcial e involucra suponer que algunas de las celdas de A contienen ceros. En particular, suponemos que la variable de política (de elección de la autoridad) demora al menos un período en reaccionar ante innovaciones en las otras variables. Esto no pone ninguna restricción respecto a las reacciones que pueda tener la política ante cambios de otras variables en períodos anteriores. Si la variable de política ocupa el lugar i en el vector X , entonces la fila i de A tiene sólo ceros excepto en la celda (i, i) , donde se supone un uno.²⁰ Esto entrega $k - 1$ restricciones que permiten el cálculo de funciones de impulso-respuesta que obedecen sólo a impulsos de la variable de política; impulsos en otras variables no están identificados.

El supuesto sobre la no reacción de la variable de política a shocks contemporáneos se basa en dos aspectos complementarios. Por un lado, existen rezagos

¹⁸El debate en EE.UU. en torno a este punto ha sido extenso. Algunos consideran la tasa de los fondos federales (federal funds rate) como el verdadero instrumento de política (Bernanke y Blinder, 1992 y Eichenbaum en los comentarios a Sims, 1992). Otros consideran algún agregado monetario como las reservas bancarias propias (non-borrowed reserves) ó M1 (Sims, 1992). Por último, hay algunos que consideran agregados y tasas conjuntamente, identificando (con instrumentos) shocks a la oferta y demanda de agregados (Gordon y Leeper, 1994). En el caso mexicano, donde se seguía una política de tipo de cambio administrado, Copelman y Werner (1996) identifican política monetaria como devaluaciones nominales. Un enfoque alternativo a tratar de aislar el instrumento de política es el llamado “enfoque narrativo,” en el que se determinan instancias de cambio de política a partir de las discusiones del Consejo del BC (Romer y Romer, 1989).

¹⁹Una demostración de cuán diferentes pueden ser la trayectoria de la tasa de mercado y la de los PRBC a tres meses se manifiesta en que entre noviembre de 1992 y julio de 1993 la primera (colocaciones, 90–365) aumentó de 8.80 a 9.59% mientras la segunda se mantuvo constante en 6.50%.

²⁰Esto implica que la fila i de A^{-1} también tiene ceros en las columnas distintas a i .

en la recolección de información que dificultan que la autoridad se de cuenta de la existencia de algunos shocks en forma inmediata. Dos ejemplos de esto son el producto (IMACEC) y los precios (IPC). Por otro lado, aún en el caso de que la autoridad se de cuenta de que existe una innovación en alguna variable, la reacción puede demorar por razones administrativas (como cambiar la instancia monetaria) o de prudencia en la interpretación de los datos. Esto es especialmente relevante para el período previo a 1995, en que se vendían PRBC a tres meses a tasa fija por ventanilla y la tasa se mantenía sin modificaciones por algún tiempo. Volveremos a este punto en la subsección 4.4.

4 Resultados Empíricos

4.1 Datos

El vector autorregresivo base que se considera (vector X) es de frecuencia mensual e incluye información desde enero de 1985 a agosto de 1996. El vector contiene las siguientes variables: (i) tasa reajutable que maneja el BCCh (tasa de política); (ii) inflación subyacente en 12 meses; (iii) crecimiento del IMACEC en 12 meses; (iv) crecimiento del dinero (M1A) en 12 meses, y (v) variación del tipo de cambio real en 12 meses. La razón principal para utilizar variaciones en doce meses en vez de niveles o variaciones mensuales es que la discusión en Chile normalmente gira en torno a variaciones en doce meses, por lo que los resultados de estimaciones que utilicen variables medidas de esta manera tienen una interpretabilidad más directa. La tasa de política corresponde al híbrido que se discutió en la sección 2. La inflación subyacente es la variación del IPC sin los componentes alimentos perecibles y energía. Por último, se considera como variable exógena (vector Z) el cambio en 12 meses de los términos de intercambio calculados tomando en cuenta el precio del cobre, petróleo, celulosa, harina de pescado e IPM de EE.UU. (con la metodología usada en Valdés, 1997).

Además de este VAR base, se estima uno alternativo con la brecha entre inflación efectiva e inflación meta o esperada en vez de la inflación en niveles. La racionalidad detrás de este VAR se discutirá más adelante. Como se mencionó anteriormente, a partir de 1990 existen metas inflacionarias del BCCh, por lo que es trivial evaluar si la inflación es considerada “alta” por la autoridad. En la medida que la meta sea creíble, esta meta es también la inflación esperada. Sin embargo, antes de 1990 no existía una meta inflacionaria explícita por lo que es necesario otra medida de inflación

meta o esperada. Afortunadamente existen expectativas de mercado en la forma de predicciones de consultores privados que puede ser considerada la “meta” implícita perfectamente creíble por parte del público. En particular, utilizamos la predicción de la consultora de Julio Salas (Gémines, para 1984 y 1985) que se publicaba en diciembre de cada año sobre la inflación diciembre-diciembre esperada. El método utilizado para construir la inflación meta para cada mes es simplemente la unión lineal (combinación convexa) de las inflaciones metas para diciembre de cada año.²¹

4.2 Inflación en Niveles

Siguiendo el criterio de información de Akaike, la estimación del VAR base se realiza con 3 rezagos. Los resultados son altamente satisfactorios en términos de \bar{R}^2 , el cual varía entre 0.71 (crecimiento del IMACEC en 12 meses) y 0.97 (inflación subyacente). La figura 2A presenta las funciones de respuesta a un impulso de 30 puntos base en la tasa UF del BCCh (equivalentes a una desviación estándar de sus innovaciones) de las cinco variables del VAR, junto a sus respectivas bandas de ± 2 errores estándar. Las principales conclusiones son: (i) el shock de tasas tiene persistencia, desapareciendo suavemente sólo después de 14 meses; (ii) la inflación subyacente *no responde* en forma estadísticamente significativa, mientras que la estimación punto muestra que la inflación *aumenta* luego del shock;²² (iii) el crecimiento del IMACEC en 12 meses disminuye significativamente a partir del mes 4, llega a un mínimo de -0.5% durante el mes 7 y deja de ser significativo en el mes 15; (iv) el TCR no se ve modificado en forma significativa, y (v) el crecimiento de M1A es significativamente negativo entre el mes 3 y el mes 7.

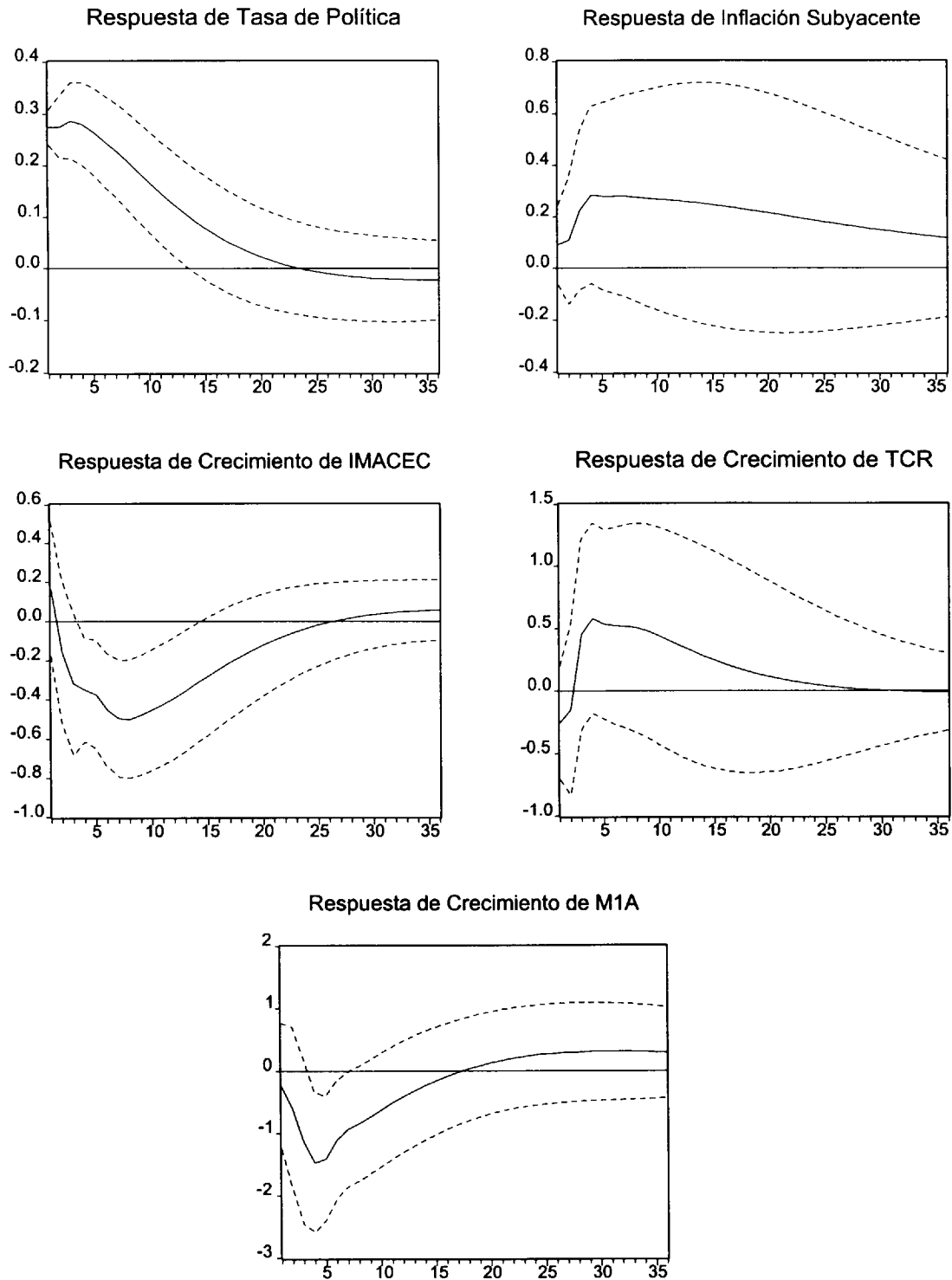
Una posibilidad es dejar el análisis hasta este punto e interpretar las funciones respuesta como que la política monetaria sería efectiva en lo relativo a modificar (transitoriamente) la senda de crecimiento del producto, pero no lo sería en términos de afectar la senda de inflación. En particular, los resultados encontrados podrían ser evidencia del llamado “efecto Cavallo,” en el que un shock de política monetaria acelera la inflación debido a que produce un shock de oferta (por ejemplo, a través

²¹Estrictamente, esta variable híbrida significa dos cosas diferentes en distintos momentos en el tiempo. En la medida que la meta de inflación sea perfectamente creíble, la variable puede ser un proxy de inflación esperada. Nuestra interpretación es que la variable es una métrica para evaluar el nivel de inflación en un sistema que no tiene un ancla nominal.

²²Si en el VAR se incluye inflación efectiva (en vez de subyacente) o se utiliza la muestra 1989–96 el resultado de aumento de inflación se torna significativo.

Figura 2A. Funciones de Impulso-Respuesta con Inflación Subyacente

Funciones de Respuesta a Innovación de 30 puntos base (1 D.S. \pm 2 E.S.)



de encarecer el costo del capital de trabajo). No obstante, si esta interpretación fuese la correcta se debería observar que el producto (la oferta) reacciona más que el gasto (la demanda) ante un shock de política. Para verificar esta predicción estimamos un VAR similar al anterior incluyendo el crecimiento del gasto agregado en 12 meses como otra variable del vector X .²³ Las funciones de respuesta ante un shock de la tasa de política se presentan en la figura 2B. Se observa que ninguna de las respuestas de las 5 variables del VAR original se ve modificada en forma significativa por la inclusión del crecimiento del gasto. La reacción del crecimiento del gasto, por su parte, es considerablemente mayor que la reacción del producto (en el *peak* las tasas de crecimiento cambian en -0.95% y -0.45% , respectivamente). No se verifica, por lo tanto, la interpretación de que el shock de política constituya un shock de oferta mayor que uno de demanda.²⁴

Una segunda interpretación de los resultados es que la política es efectiva en términos del manejo de la inflación porque evitaría grandes inflaciones a través de la mantención del producto en una senda “correcta.” En términos de curva de Phillips, la política sería útil porque mantendría a la economía en una zona de la curva de baja pendiente, donde no existe un gran *trade-off* entre inflación y desempleo.²⁵ Sin embargo, esta interpretación es poco convincente si se considera que la inflación en Chile ha estado en niveles sustantivamente mayores a los que en los países desarrollados se considera como perteneciente a una zona de bajo *trade-off* de la curva de Phillips.²⁶

Una tercera interpretación de los resultados es que la autoridad podría tener información que no está considerada en el VAR y que podría explicar los resultados. Por ejemplo, si la autoridad tiene información respecto de que la inflación se ace-

²³La serie mensual de gasto se construye simplemente como la serie de IMACEC menos la balanza comercial deflactada según IPM de EE.UU. y transformada a pesos de 1986 (año base del IMACEC) con el TCR del BCCh.

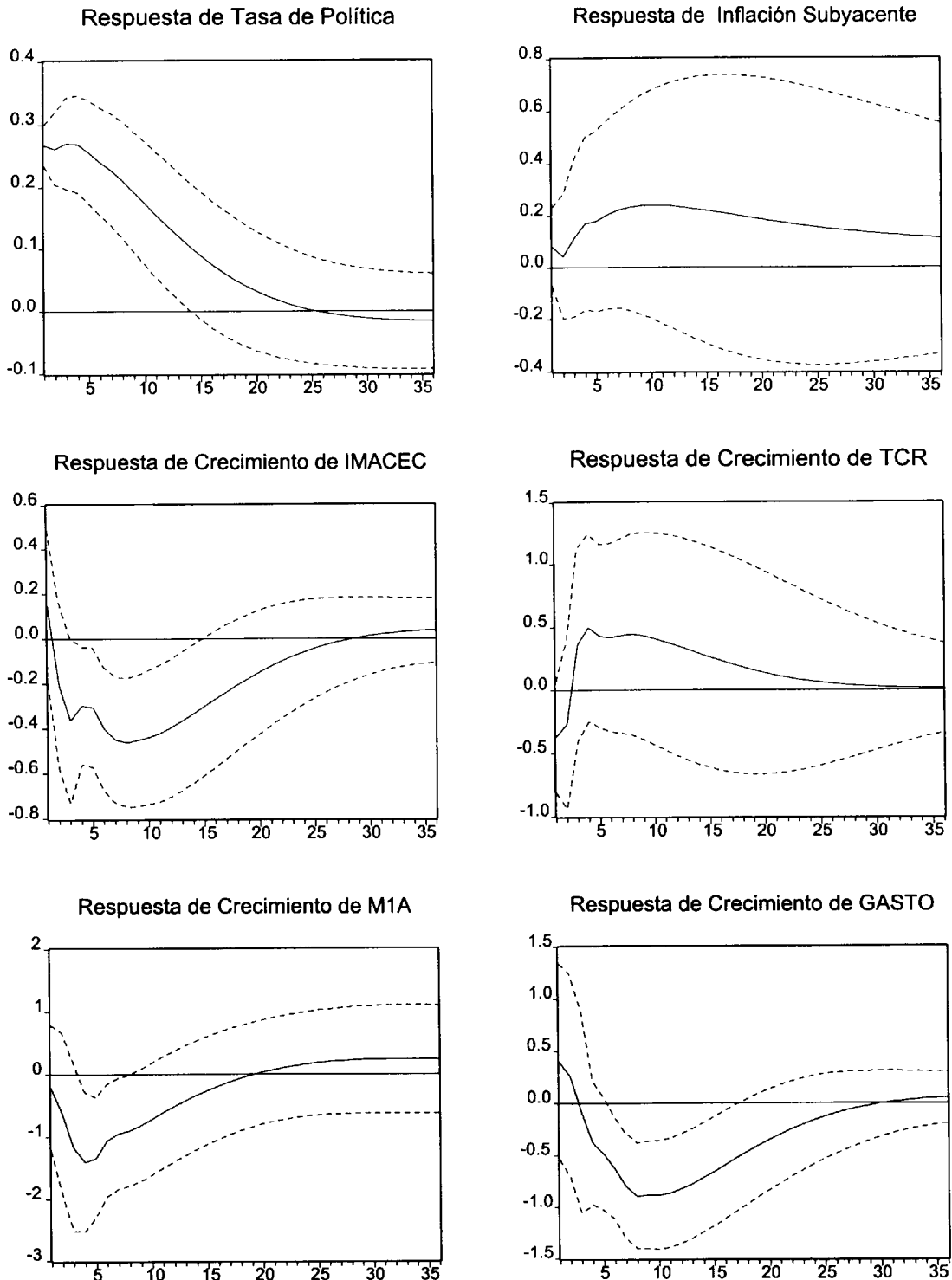
²⁴También es posible estimar el VAR considerando la llamada “brecha de gasto” (crecimiento de gasto menos crecimiento de producto) que es ampliamente utilizada en la discusión de política. En este caso, la función de respuesta de la brecha a un shock de política es similar a la diferencia entre las funciones de respuesta de crecimiento de IMACEC y gasto. La respuesta *peak* sucede entre los meses 8 y 11 con -0.50% , y es significativamente negativa entre los meses 7 y 19. El resto de las funciones de respuesta no cambia.

²⁵Esta interpretación es la que Shapiro (1994) da a un resultado similar que se encuentra en EE.UU. Específicamente, se observa que si se excluye la desinflación de Volcker de la muestra de EE.UU., no existiría una relación estable entre innovaciones en la tasa de interés y la tasa de inflación.

²⁶La desinflación de Volcker se realizó a partir de una inflación de 12% , la cual no es alta si se compara con las inflaciones en Chile durante el período bajo análisis.

Figura 2B. Funciones de Impulso-Respuesta con Inflación y Gasto

Funciones de Respuesta a Innovación de 29 puntos base (1 D.S. \pm 2 E.S.)



lerará en el futuro, podría observarse que innovaciones en la tasa UF son seguidas por incrementos de inflación —incrementos sin embargo menores a los que sucederían si la autoridad no actuara. Esta interpretación, no obstante, tiene dos problemas. El primero es que la ecuación de inflación tiene un R^2 de 0.98, por lo que la parte no explicada por variables que no están en el VAR es mínima.²⁷ El segundo es que el mismo argumento podría utilizarse con el crecimiento del IMACEC, pero no se observa una respuesta de este tipo.

Por último, una cuarta interpretación y que defendemos en este trabajo es que este VAR no tiene mayor sentido económico (y quizás tampoco estadístico) porque el nivel de inflación no es comparable a través del tiempo. Debido a que la inflación ha seguido una tendencia a la baja durante la mayor parte de la muestra no es posible determinar si la inflación es considerada *alta* en un momento dado. En particular, como se discutirá en la sección 5, el ancla nominal de economía sería la meta de inflación y la política monetaria sería capaz de afectar sólo la brecha entre inflación e inflación meta.

Hay al menos dos asuntos econométricos que vale la pena comentar antes de revisar las estimaciones con brecha de inflación. El primero es la cuestión de agregación temporal y la calidad del supuesto identificatorio que utilizamos (matriz A). Específicamente, existe la posibilidad de que innovaciones en la tasa de política sean en realidad respuestas de la autoridad a shocks contemporáneos en otras variables, lo cual significa que no se estaría identificando un *verdadero* shock de política monetaria. Si bien no hay una forma definitiva de evaluar la gravedad de este problema, Geweke y Runkle (1995) muestran que utilizar datos de frecuencia bi-semanal en vez de trimestral en un VAR tri-variado con reservas, reservas libres y tasa de fondos federales en EE.UU., no produce discrepancias importantes en los resultados de funciones impulso-respuesta. En la subsección 4.4 volveremos a este punto tratando de entregar evidencia sobre la calidad del supuesto identificatorio.

El segundo asunto econométrico es el orden de integración de las variables en el VAR, el cual es potencialmente diferente para distintas variables. Existen al menos tres dimensiones desde las cuales es posible analizar este problema. La primera es suponer el peor escenario posible y analizar los que sucede con la estimación. En

²⁷Una consideración que no toma en cuenta este argumento es que los VARs son de frecuencia mensual y que los errores dinámicos (e.g., a 6 meses) son probablemente mayores. Si información no contenida en el VAR predice cambios inflacionarios en el futuro mediano, la interpretación puede seguir siendo válida.

particular, si efectivamente se están mezclando variables $I(0)$ y variables $I(1)$, y/o estas últimas están eventualmente cointegradas, entonces la estimación del sistema, así como las funciones de impulso-respuesta son perfectamente consistentes (Sims et al., 1990). En este caso pesimista lo único que se pierde es eficiencia en la estimación.²⁸ Otra dimensión es analizar estadísticamente el orden de integración de las variables. Las pruebas habituales de Dickey y Fuller muestran que todas las variables incluidas en el VAR, con la excepción de la inflación, son $I(0)$. Cabe destacar, además, que la no estacionariedad de la inflación se genera por la construcción de una medida en 12 meses, ya que el nivel de precios es $I(1)$ y la inflación mensual es $I(0)$. Por último, una tercera dimensión es re-estimar el sistema utilizando una medida de inflación que los tests confirmen sea $I(0)$. En este caso usamos tanto la tasa de inflación subyacente mensual como la primera diferencia de la tasa anual. En ninguno de estos dos casos los resultados se alteran de manera significativa.

4.3 Brecha de Inflación

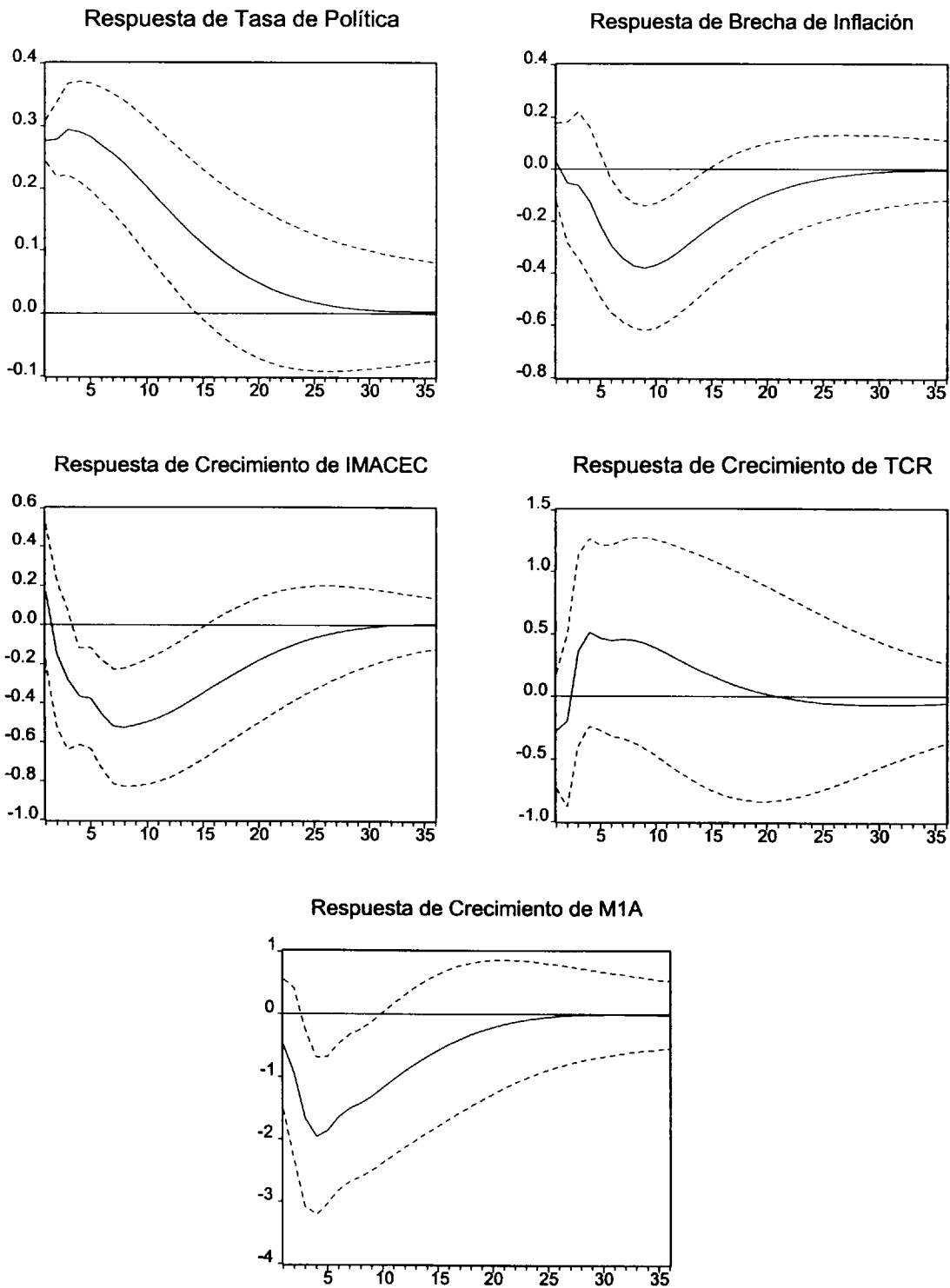
Siguiendo el criterio de Akaike, la estimación del VAR con brecha de inflación también se realiza con tres rezagos. Los resultados son similares a los anteriores en términos de \bar{R}^2 con la excepción de la brecha de inflación que disminuye a 0.88.²⁹ Las funciones de respuesta a un shock de 30 puntos base en la tasa de política se presentan en la figura 3A. Los resultados indican que no hay cambios importantes en las funciones de respuesta de ninguna de las variables del VAR, con la excepción de inflación. En este ejercicio el shock de tasa de interés produce una *disminución* de la brecha entre inflación e inflación meta que es significativamente distinta de cero a partir del mes 5, llega a un mínimo de -0.4% durante el mes 9 y se torna no significativa en el mes 15. La función de respuesta del dinero cambia marginalmente aumentando su mínimo de -1.5 a -2.0% . Con estos resultados se puede calcular el coeficiente de sacrificio (puntos de producto perdidos por una disminución de un punto porcentual de inflación) para Chile. Considerando que la tasa de crecimiento del producto cae en 0.25% en promedio durante 15 meses y la inflación disminuye en 0.4% , se tiene

²⁸Es interesante notar que en la discusión sobre efectividad de la política monetaria en EE.UU. la cuestión del orden de integración no es un tema. Véase, por ejemplo, Bernanke y Blinder (1992), Gordon y Leeper (1994) y Leeper et al. (1996). Una parte de esto obedece a que varios de estos autores siguen una aproximación Bayesiana.

²⁹La brecha de inflación medida como la diferencia entre inflación subyacente en 12 meses y meta es $I(0)$.

Figura 3A. Funciones de Impulso-Respuesta con Brecha de Inflación

Funciones de Respuesta a Innovación de 30 puntos base (1 D.S. \pm 2 E.S.)



que el coeficiente de sacrificio llega a 0.78. Este valor es menor al promedio de las estimaciones para países desarrollados, el cual varía entre 1 y 1.5.³⁰

Existen varias dimensiones en las cuales se puede analizar la robustez de los resultados.³¹ Específicamente, los resultados anteriores no se ven modificados de ninguna manera substancial si:

1. Se utiliza un número de rezagos diferente (entre 2 y 6).
2. Se incorporan los términos de intercambio dentro del VAR (dentro del vector X) como la variable más exógena.
3. Se miden los términos de intercambio como desviaciones respecto de la tendencia (que a su vez se calcula con el filtro de Hodrick y Prescott).
4. El IMACEC se mide como brecha entre producto efectivo desestacionalizado y producto tendencia (que a su vez se calcula con el filtro HP).
5. Se excluye del VAR el dinero M1A.
6. Se excluye del VAR el TCR.
7. Se incorpora en el VAR el TCR en niveles en vez de en variaciones en 12 meses.
8. Se incorpora en el VAR el tipo de cambio nominal en niveles o variaciones en 12 meses (en vez del TCR).
9. Se incorpora en el VAR la tasa libor en dólares a tres meses como la variable más exógena (en el vector X).
10. Se incorpora en el VAR la tasa libor como variable exógena (en el vector Z).
11. Se incorpora en el VAR (en el vector X) la tasa libor neta del encaje a los flujos de capital.
12. Se restringe la muestra utilizada en la estimación a 1987–1996 ó 1985–1993.

Los resultados cambian marginalmente si:

³⁰Véase Ball (1984).

³¹Copia de los resultados pueden ser solicitados directamente al autor.

1. Se excluyen los términos de intercambio (lo cual produce que la reacción de la brecha de inflación disminuya aproximadamente a la mitad).
2. Se restringe la muestra a 1990–1996 (con lo que la función respuesta del TCR comienza a mostrar una *devaluación* significativamente distinta de cero).
3. Se incorpora la tasa libor neta de encaje como variable exógena (con lo que la respuesta de la brecha inflacionaria disminuye a -0.25%)
4. Se considera dentro del VAR la brecha entre el equivalente anual de la inflación subyacente mensual y la meta (con lo que la respuesta de la brecha de inflación es significativa entre los meses 9 y 19, y el impacto máximo es de -0.3%).

Los resultados cambian más substancialmente si la brecha de inflación se mide utilizando la diferencia entre inflación efectiva e inflación meta en vez de subyacente y meta. En este caso la brecha de inflación no sigue ningún patrón significativo, lo que probablemente obedece a que la inflación subyacente es un mejor indicador de la tendencia inflacionaria que la inflación efectiva.³²

La robustez de los resultados es sorprendente si se considera que la muestra incluye dos períodos considerablemente diferentes respecto de las condiciones externas. En efecto, previo a 1989 prácticamente no existía financiamiento externo voluntario, situación que se revirtió por completo en los 90s. La estabilidad de la estimación puede analizarse más formalmente a través de tests de cambio estructural. Un test de Chow simple (con corte en enero de 1990) aplicado sobre la estimación de la forma reducida muestra que en 5 de las 6 ecuaciones del VAR base no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de quiebre estructural. La única ecuación inestable es la del TCR, resultado que era predecible considerando el análisis anterior. Para el objetivo de este trabajo esta inestabilidad no es de importancia dada la escasa reacción del TCR a shocks de tasa de interés y a que los resultados son prácticamente los mismos si se excluye el TCR del VAR.

Para evaluar la importancia relativa de los shocks de política en la explicación de la variabilidad de las variables macroeconómicas del vector X se debe analizar

³²Es interesante notar que la meta de inflación no actúa sólo como un simple control de tendencia de la inflación, sino que provee información respecto de si el nivel de inflación es considerado excesivo en un momento dado. En efecto, si se utiliza la brecha entre la tasa de inflación y su tendencia calculada con el filtro HP no se encuentra ningún efecto significativo de un shock de política sobre esta brecha.

la descomposición de la varianza del error de pronóstico. La tabla 1 presenta los resultados para las distintas variables y plazos. Debido a que la identificación del VAR es parcial, es posible descomponer el error de predicción sólo entre la parte atribuible a shocks de política y resto. Los resultados muestran que la tasa de política se modifica en una proporción significativa debido a shocks propios y no como reacción al entorno macroeconómico. En un horizonte de 24 meses se tiene que menos del 30% de la variabilidad de la política es explicada por las condiciones macroeconómicas. Este resultado es el opuesto al que se encuentra en VARs identificados de países desarrollados, en que la mayor parte de la variabilidad de la política obedece a reacciones de la autoridad.³³³⁴ Se observa, además, que shocks en la tasa de política tienen un efecto no despreciable en la brecha de inflación (21.2% en 18 meses), en el crecimiento del IMACEC (24.3% en 24 meses) y en el crecimiento de M1A (18.1% en 18 meses). Shocks en la tasa del BCCh explican una parte minúscula de los cambios del TCR.

**Tabla 1: Descomposición de Varianza del Error de Pronóstico
Porcentaje Atribuible a Shocks en Tasa de Política**

| Mes | Tasa de Política | Brecha Inflación | IMACEC | TCR | M1A |
|-----|------------------|------------------|--------|-----|------|
| 1 | 100.0 | 0.1 | 0.7 | 1.1 | 0.6 |
| 3 | 97.3 | 0.3 | 2.5 | 1.1 | 5.0 |
| 6 | 96.1 | 3.6 | 8.7 | 2.6 | 13.0 |
| 9 | 93.0 | 11.6 | 15.8 | 3.2 | 16.4 |
| 12 | 89.3 | 17.7 | 20.1 | 3.4 | 17.9 |
| 18 | 80.0 | 21.2 | 23.8 | 3.3 | 18.1 |
| 24 | 71.5 | 20.9 | 24.3 | 3.3 | 17.4 |
| 36 | 63.9 | 19.9 | 23.6 | 3.3 | 16.7 |

Estimación del VAR base con brecha de inflación y crecimiento en 12 meses.

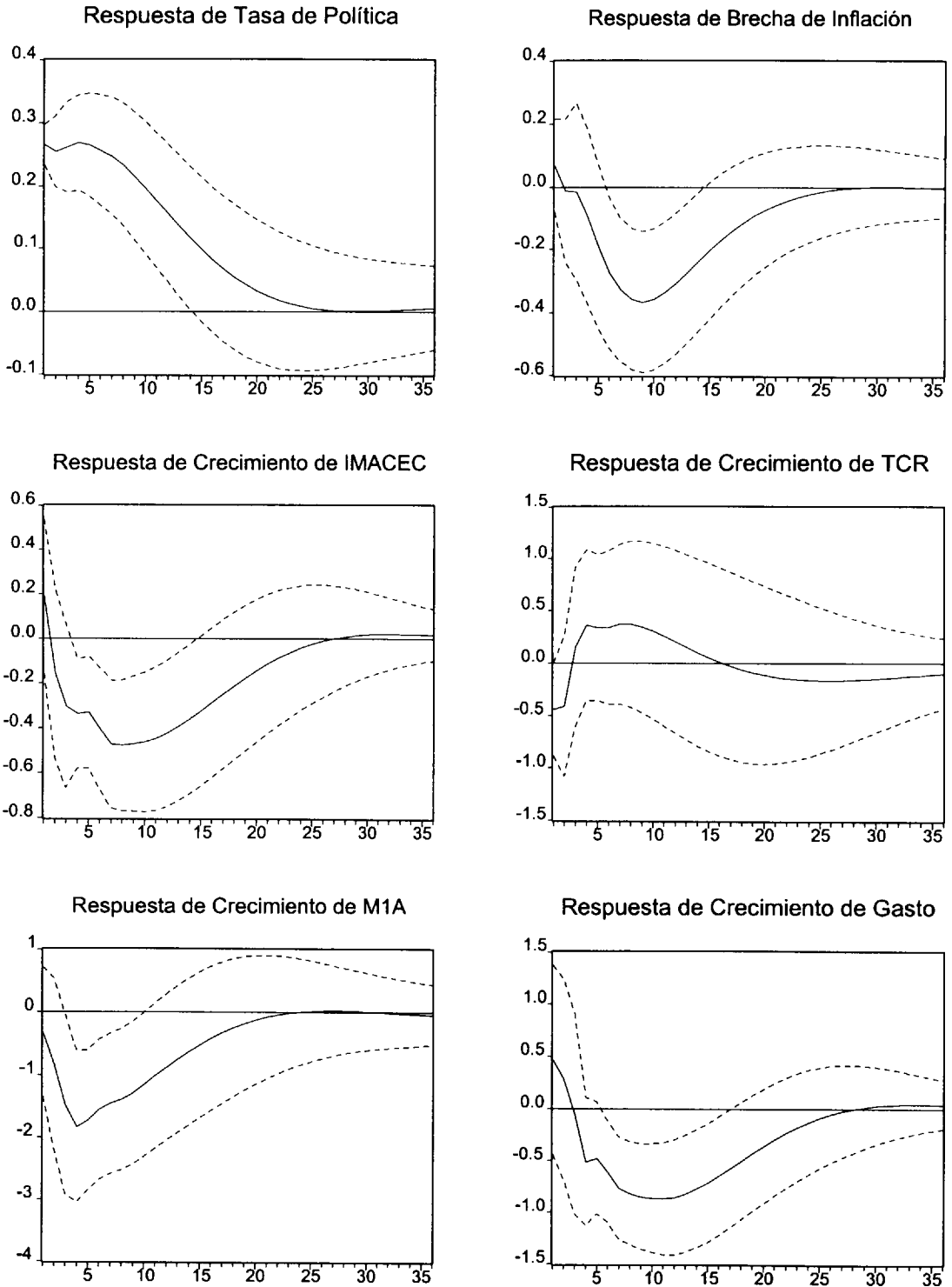
Por último, es interesante analizar las funciones respuesta cuando se incluye el crecimiento del gasto en 12 meses en el VAR. La figura 3B presenta los resultados. Se observa que ninguna de las funciones se ve modificada con la excepción del crecimiento

³³Véase Leeper et al. (1996) para una revisión sistemática de los resultados.

³⁴En el caso en que se incorpora el gasto en el VAR, la proporción explicada por el entorno macroeconómico aumenta en aproximadamente 10% para plazos de entre 6 a 24 meses.

Figura 3B. Funciones de Impulso-Respuesta con Brecha de Inflación y Gasto

Funciones de Respuesta a Innovación de 29 puntos base (1 D.S. \pm 2 E.S.)



del IMACEC que disminuye marginalmente en el *peak* de -0.50% a -0.45% . Desde el punto de vista estadístico las funciones de respuesta de los VARs que incluyen gasto son iguales a las de los VARs que lo excluyen.³⁵

4.4 Evaluación de la Identificación

La clave del supuesto identificatorio que hemos utilizado es que la política de tasas no reacciona ante shocks contemporáneos en las otras variables del VAR. En esta subsección evaluamos la calidad de este supuesto siguiendo una metodología similar a la que utilizan Bernanke y Blinder (1992). Debido a que tanto el IMACEC como la inflación se conocen con rezagos es muy probable que no existan problemas de simultaneidad contemporánea entre tasas de política y esas variables. Sin embargo, esto no es así en el caso de la cantidad de dinero y el tipo de cambio real. La primera se conoce en forma diaria (con tres días de rezago), y la variabilidad del segundo en un horizonte de corto plazo está dada casi exclusivamente por innovaciones del tipo de cambio nominal, el cual se conoce en forma instantánea.

Así, en términos de funciones de reacción, potencialmente tanto shocks en el tipo de cambio real como en el dinero importan en la determinación de cambios en la tasa de política y viceversa. En general, se tiene:

$$\begin{aligned}
 POL_t &= a_0\epsilon_t^{TCR} + a_1\epsilon_t^{M1A} + \epsilon_t^{POL} \\
 TCR_t &= a_3\epsilon_t^{M1A} + a_4\epsilon_t^{POL} + \epsilon_t^{TCR} \\
 M1A_t &= a_5\epsilon_t^{POL} + a_6\epsilon_t^{TCR} + \epsilon_t^{M1A},
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

donde los ϵ 's representan shocks estructurales y los a 's parámetros fijos. Tal como se discutió en la sección 3, nuestra identificación supone $a_0 = a_1 = 0$. Una manera de entender la implicancia de esto es concentrarse en la interacción entre el dinero y la tasa de política: la reacción de M1A a innovaciones en la tasa de interés representa la demanda por liquidez, mientras que la reacción de la tasa ante innovaciones en M1A representa la oferta de liquidez. Así, suponer $a_0 = 0$ significa suponer una oferta de liquidez infinitamente elástica.

³⁵Al igual que en el caso de la inflación es niveles es posible estimar el VAR con la brecha gasto-producto. En este caso la respuesta de la brecha a un shock de tasas es significativamente negativa entre los meses 7 y 18, con un mínimo de -0.5% entre los meses 10 y 12. El resto de las funciones de respuesta no cambia. Véase el pie de página 24.

Para verificar que efectivamente $a_0 = a_1 = 0$ se requieren instrumentos válidos para las ecuaciones anteriores: variables que estén correlacionados con innovaciones del TCR y M1A y no con la tasa de política. Nótese que no es suficiente con analizar la matriz de correlaciones de las innovaciones. Una correlación igual a cero puede ser producto de una función de reacción de la autoridad.

En este trabajo utilizamos dos conjuntos de instrumentos para evaluar si $a_0 = a_1 = 0$. Un primer conjunto lo constituyen precisamente las innovaciones en IMACEC e inflación subyacente que se estiman en el VAR (y gasto en el caso en que sea parte del VAR). En este caso se supone que el dinero y/o el TCR se modifican en forma contemporánea ante shocks en IMACEC e inflación, pero la autoridad no reacciona a ello modificando la tasa de política. El segundo grupo de instrumentos son revisiones de las cifras de IMACEC. En este caso se supone que revisiones del IMACEC están correlacionadas con el nivel de actividad, y por lo tanto con M1A y el TCR, pero no lo están con la oferta de liquidez (la tasa de política). Por definición, revisiones futuras del IMACEC no son parte del set de información de la autoridad en el período corriente. En cambio, éstas sí pueden correlacionarse con la demanda por liquidez y el TCR si una revisión hacia arriba ocurre con mayor probabilidad cuando existe una expansión imprevista.

La tabla 2 presenta estimaciones de a_0 y a_1 calculadas con MCO en dos etapas, con los shocks en la tasa de política que se estiman en los distintos VARs como variable dependiente y con los shocks de M1A y TCR como variables explicativas. Los instrumentos en las filas VAR 1 y VAR 2 son las innovaciones en las otras variables del VAR. En las filas Revisión 1 a Revisión 4 los instrumentos son las revisiones del IMACEC. La revisión inicial es aquella ocurrida luego de seis meses y la revisión final es el último dato que se tiene disponible (a enero de 1997).

Los resultados muestran que las elasticidades de la tasa de interés respecto de shocks en TCR y en M1A no son distintas de cero en ninguno de los seis casos. En los casos en que la estimación es más precisa (filas Revisión 2 y 4) se observan elasticidades negativas y pequeñas, pero no significativas.³⁶ En conclusión, no se puede rechazar la hipótesis de que la tasa de política no responde contemporáneamente a shocks en M1A y TCR. El supuesto identificador por lo tanto parece ser el adecuado.

³⁶El R^2 de las regresiones de primera etapa en estos dos casos son 0.12 y 0.14 para el M1A y 0.09 y 0.12 para el TCR. Si se utiliza la revisión inicial o la final por separado los resultados no cambian de ninguna manera significativa.

Tabla 2: Elasticidades de la Función de Reacción de Política

| Instrumentos | TCR (a_0) | M1A (a_1) |
|--------------|-----------------------|------------------------|
| VAR 1 | 0.49866 (4.55623) | -0.27407 (2.44691) |
| VAR 2 | 0.03064 (0.04150) | -0.01872 (0.0283) |
| Revisión 1 | -0.32659 (0.75713) | -0.089352 (0.40882) |
| Revisión 2 | -0.04206 (0.03093) | -0.00799 (0.00769) |
| Revisión 3 | -0.24880 (0.48110) | -0.06156 (0.27947) |
| Revisión 4 | -0.03203 (0.02458) | -0.00531 (0.00753) |

Errores estándar robustos (Newey-West) en paréntesis.

VAR 1: VAR sin gasto. Instrumentos: IMACEC y brecha de inflación.

VAR 1: VAR con gasto. Instrumentos: IMACEC, brecha de inflación y gasto.

Revisión 1: VAR sin gasto. Instrumentos: Revisión inicial y final del IMACEC.

Revisión 2: VAR sin gasto. Instrumentos: 5 rezagos de ambas revisiones.

Revisión 3: VAR con gasto. Instrumentos: Revisión inicial y final del IMACEC.

Revisión 4: VAR con gasto. Instrumentos: 5 rezagos de ambas revisiones.

5 Interpretación de los Resultados

Esta sección presenta una interpretación de los resultados obtenidos en las estimaciones de la sección anterior. Se analizan dos asuntos complementarios. Primero, se defiende la hipótesis de que la política de tasas reajustables no provee un ancla nominal para el nivel de precios ni para la tasa de inflación, sino que es capaz de afectar sólo el diferencial entre inflación efectiva e inflación meta.³⁷ Segundo, trata de explicar por qué la respuesta de la inflación y de la brecha de inflación ante shocks de política monetaria son radicalmente diferentes.

5.1 Anclas Nominales

La determinación o indeterminación del nivel de precios y/o inflación en el contexto de una política monetaria que fija la tasa de interés nominal (en vez de controlar agregados monetarios) tiene una larga historia. Wicksell, a fines del siglo pasado, sostenía que si la tasa se fijaba a un nivel “incorrecto” se produciría inflación o deflación. No obstante, cuando se fundó el Sistema de la Reserva Federal de EE.UU. a principios del presente siglo, se siguió la llamada doctrina de “bonos reales” que sostenía que la política del FED debía ser fijar la tasa de interés nominal y que la cantidad de dinero se ajustaría para mantener el equilibrio deseado.

En el debate más actual, Friedman (1968) argumentó que si la autoridad fijaba la tasa de interés nominal para siempre, ésta perdería no sólo el control del nivel de precios sino que también de la inflación. Sin embargo, este argumento depende crucialmente de la existencia de expectativas adaptativas.³⁸ Sargent y Wallace (1975), en un contexto de expectativas racionales, mostraron que el nivel de precios está indeterminado si la política monetaria se orienta a la fijación de la tasa de interés nominal. El argumento, puesto en términos simples, es que la tasa de interés, junto a la demanda por saldos reales, determina cierta razón dinero-precios, pero no ambos por separado. Cualquier cantidad de dinero —junto a su respectivo nivel de precios— es consistente con la tasa fijada. Nótese, sin embargo, que el nivel de inflación sí está de-

³⁷La idea de que la meta inflacionaria es el ancla de la inflación no es nueva. Por ejemplo, Corbo (1997) discute una idea similar.

³⁸Blanchard y Fischer (1989), pp. 577-78, formalizan el argumento. La intuición es que dada una tasa nominal, un incremento en las expectativas inflacionarias reduce la tasa real aumentando la demanda agregada, la que a su vez aumenta la inflación, que a su vez disminuye la tasa real, etc. En esta secuencia tanto el producto como la inflación aumentan sostenidamente.

terminado ya que la tasa nominal no puede ser diferente de la tasa real (que, a su vez puede ser igual a la productividad marginal del capital en un modelo simple) más la inflación esperada (que, en promedio, no es diferente a la efectiva dado expectativas racionales).

Dos maneras alternativas de conseguir determinación de precios cuando se fijan tasas nominales son hacer que la regla de la autoridad responda a variables nominales y fijar el stock inicial de dinero. La primera idea se presenta en McCallum (1981), el cual muestra que si la regla de política considera la desviación del stock de dinero nominal respecto de algún nivel objetivo, entonces el nivel de precios sí está determinado. La segunda manera se discute en Blanchard y Fischer (1989), p. 579, y se basa en que si los shocks a la economía son ruido blanco, fijar la tasa de interés es equivalente a seguir una política de agregados pre-anunciada. Si los shocks no son ruido blanco, sin embargo, el nivel de precios podría seguir una trayectoria similar a una caminata aleatoria.

En el caso en que, como en Chile, la política monetaria se oriente al manejo de las tasas reales, y haciendo un paralelo con el análisis anterior, puede argumentarse que el nivel de inflación está indeterminado si la política no cambia ante cambios en el nivel de inflación. Cualquier nivel de tasa de inflación y emisión monetaria es consistente con una tasa real dada.³⁹ En efecto, dada una demanda por saldos reales y dada una tasa de interés real, la tasa de interés nominal estará determinada por la inflación esperada (y efectiva), la cual en este esquema es endógena al igual que la tasa de emisión.

A diferencia de lo anterior, en el caso en que exista una regla de política con *feedback*, por ejemplo, en que la tasa real aumente cada vez que la tasa de inflación supere cierta tasa meta, entonces el nivel de la tasa de inflación sí está determinado.⁴⁰ Sin embargo, la clave en esta determinación es la meta inflacionaria y la credibilidad de los agentes en esa meta (y la regla asociada) y no necesariamente el nivel de la tasa real. Lo que hacen los cambios de la tasa real es defender la meta inflacionaria,

³⁹Es importante enfatizar que la tasa real que maneja la autoridad monetaria puede diferir de la de equilibrio de largo plazo de la economía sólo transitoriamente. Si la autoridad trata de mantener permanentemente una tasa (por ejemplo) mayor a la de equilibrio, se generaría un déficit cuasi-fiscal creciente y una tasa de inversión cada vez menor.

⁴⁰Una diferencia fundamental entre la regla de política que consideramos para tasas reales y la considerada por McCallum (1981) para tasas nominales es que en esta última el objetivo es un cierto *nivel* de precios, mientras que en la primera el objetivo es el *cambio* del nivel de precios.

mantienen la tasa de inflación a niveles que la autoridad considera apropiado.⁴¹

5.2 Una Explicación para la Función Respuesta de la Inflación en Niveles

Los resultados empíricos muestran que la respuesta de la inflación ante shocks de tasas reales son radicalmente diferentes cuando se mide la inflación como brecha respecto de la meta (e inflación esperada) o se mide en niveles. La discusión anterior racionaliza perfectamente las funciones impulso-respuesta que encontramos cuando controlamos por la meta de inflación. No obstante, para entender las funciones impulso-respuesta de la inflación en niveles es necesario considerar movimientos conjuntos de la tasa real y la meta inflacionaria. En efecto, debido a que las estimaciones muestran que ante un incremento en la tasa de política disminuye la brecha de inflación ($\pi - \pi^*$), pero al mismo tiempo aumenta marginalmente la inflación efectiva (π), la explicación de los resultados debe racionalizar la existencia de una correlación positiva entre la tasa de interés real y la meta inflacionaria. En otras palabras, se debe encontrar una explicación para la coexistencia de una política restrictiva de tasas y metas inflacionarias menos exigentes.

Una explicación simple para dicha correlación se basa en la existencia de credibilidad imperfecta por parte del público en la meta inflacionaria. Si la autoridad anuncia una meta π^* , pero los agentes privados saben que esa meta (o una meta futura) es modificable en caso de ser muy costosa de cumplir, entonces se puede observar una correlación positiva entre tasas reales y la meta inflacionaria en el caso de que la credibilidad imperfecta haga más costoso el cumplimiento de la meta.⁴² Esto obedece a que si la meta no es perfectamente creíble la autoridad tiene dos alternativas complementarias para cerrar la brecha entre la meta y la inflación efectiva: (i) modificar la meta a niveles en que sí es creíble y/o escoger metas futuras menos exigentes, ó (ii) utilizar tasas reales para forzar a la economía llegar a la meta (insistiendo en la regla de política). La autoridad normalmente ajustará ambos márgenes y como los problemas de credibilidad habitualmente involucran una inflación esperada mayor a

⁴¹Teóricamente existe otro ancla para la inflación en Chile dada por el presupuesto fiscal, el cual es aprobado cada año en términos nominales. Sin embargo, es discutible que esto provea de un ancla nominal a la economía toda vez que la duración del presupuesto es limitada y existe un alto grado de indexación (formal e informal) en los gastos e impuestos del gobierno.

⁴²Los costos son básicamente una brecha de producto (o desempleo) mayor.

la meta, la autoridad reaccionará aumentando tanto las tasas de interés como la meta inflacionaria. Así, luego de shocks a la tasa de interés es posible observar una mayor inflación, pero una menor brecha entre inflación efectiva e inflación meta.

La observación de que en la experiencia chilena ha existido sólo una meta de inflación decreciente no invalida el argumento anterior ya que lo que en realidad importa es la trayectoria que hubiese existido en caso de haber perfecta credibilidad. No es difícil argumentar que si la credibilidad hubiese sido mayor durante 1991–96, entonces la caída de la meta inflacionaria (e inflación efectiva) hubiese sido más rápida.

6 Conclusiones

Este trabajo ha presentado evidencia empírica respecto de los efectos de la política monetaria en Chile utilizando vectores autorregresivos semi-estructurales. Los dos supuestos clave en el análisis son que las distintas tasas de interés en UF que el BBCh ha manejado desde 1985 representan el verdadero instrumento de política y que innovaciones en este instrumento no están correlacionados con innovaciones en otras variables en forma contemporánea (dentro de un mes).

Los resultados muestran que innovaciones en la tasa reajutable que maneja el BCCh producen una disminución tanto de la tasa de crecimiento del producto (IMACEC) como de la brecha entre inflación efectiva (subyacente) e inflación meta o esperada. La política no sería capaz de afectar el nivel de inflación directamente. En términos numéricos una innovación de 30 puntos base en la tasa UF que maneja el BCCh produciría una caída de la tasa de crecimiento del producto de 0.5% a partir del séptimo mes posterior al shock, la cual desaparece lentamente luego de 8 meses. La brecha entre inflación efectiva (subyacente) y meta disminuye significativamente entre el mes 6 y el mes 12, llegando a un mínimo de -0.4% durante el mes 9. El coeficiente de sacrificio que se obtiene es de 0.78.

Contrariamente a lo que podría esperarse, la operatoria de la política monetaria no significaría una modificación de la trayectoria del TCR. Más específicamente, no existe evidencia de que exista una apreciación del TCR ante innovaciones en la tasa de interés en UF.⁴³ Una explicación para este fenómeno es la existencia del encaje

⁴³En el caso particular en que la función respuesta es significativamente distinta de cero se observa una *depreciación* real transitoria.

a los flujos de capital que existe en Chile desde 1991 y la acumulación de reservas internacionales por parte del BCCh.⁴⁴

La interpretación que le damos a la existencia de funciones de respuesta radicalmente diferentes de inflación en niveles y brecha entre inflación y meta inflacionaria se basa en que el verdadero ancla de la inflación en Chile es la meta inflacionaria (o en términos más generales las expectativas). Una misma tasa UF es consistente con distintos niveles de inflación y variaciones en aquella sólo modifican la brecha entre inflación e inflación meta. Más aún, en la medida que la autoridad reaccione ante una meta inflacionaria no creíble relajando futuras metas y aumentando las tasas reales, se puede esperar que la función de respuesta de la inflación en niveles sea no significativamente distinta de cero e incluso positiva.

La evidencia que se ha presentado en este trabajo y la interpretación que se hace de ella podría utilizarse como argumento pro la nominalización de la política monetaria en Chile. Debido a que la credibilidad en la meta inflacionaria ha resultado fundamental en disminuir la inflación, existe el riesgo de que si la credibilidad se pierde, la inflación vuelva a aumentar. En ese caso sería necesario aumentar las tasas reajustables y aún así puede ser imposible mantener la inflación bajo control porque el público podría adelantar la existencia de metas inflacionarias menos exigentes en el futuro. Con una política nominal en cambio el manejo de expectativas es más simple: no se necesitan innovaciones de política para mantener el ancla inflacionaria sino que basta con mantener una tasa nominal constante. Bajo expectativas racionales una tasa nominal fija es consistente con un único nivel de inflación en el largo plazo. Debe dejarse claro, sin embargo, que la cuestión del nivel de inflación de largo plazo es un problema diferente al de la variabilidad de la tasa de inflación. Tanto bajo un esquema de tasas reajustables, como bajo uno de tasas nominales, el nivel de precios (y, por lo tanto, la variabilidad de la inflación) no está determinado si es que no se ancla la política a una magnitud nominal.

Referencias

- Ball, L. 1994. "What Determines the Sacrifice Ratio?" En N. G. Mankiw (ed.) *Monetary Policy*. Chicago: The University of Chicago Press.

⁴⁴Véase Budnevich y Le-Fort (1997), Eyzaguirre y Rojas (1996), y Herrera y Valdés (1997) sobre este punto.

- Bernanke, B. S. y A. S. Blinder. 1992. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission." *American Economic Review* 82(4): 901-22.
- Blanchard, O. J. y S. Fischer. 1989. *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge: The MIT Press.
- Budnevich, C. y J. Pérez. 1995. "Política Monetaria: La Reciente Experiencia Chilena." *Estudios Públicos* 59: 283-322.
- Budnevich, C. y S. Godoy. 1995. "Un Análisis Empírico y de la Política Económica en Chile: 1984-1992." En F. G. Morandé y F. Rosende (eds.) *Análisis Empírico de la Inflación en Chile*. Santiago: Ilades/Georgetown.
- Budnevich, C. y G. Le-Fort. 1997. "Capital Account Regulations and Macroeconomic Policy: Two Latin American Experiences." Documento de Trabajo No. 06, Banco Central de Chile, marzo.
- Copelman, M. y A. M. Werner. 1996. "Exchange Rate Policy and the Bank Lending Channel: Sectoral Evidence from Mexico." Mimeo, Federal Reserve Board.
- Corbo, V. 1997. "Chile's Macroeconomic Management in the 90s." Mimeo, Universidad Católica de Chile.
- Corbo, V. y B. Piedrabuena. 1995. "Reduciendo una Inflación Crónica: Un Modelo de la Inflación Chilena." En F. G. Morandé y F. Rosende (eds.) *Análisis Empírico de la Inflación en Chile*. Santiago: Ilades/Georgetown.
- Eyzaguirre, N. y P. Rojas. 1996. "Restricciones al Flujo de Capitales y Política Macroeconómica: El Caso Chileno." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Fontaine, F. A. 1991. "La Administración de la Política Monetaria en Chile: 1985-1989." *Cuadernos de Economía* 83: 109-29.
- Friedman, M. 1968. "The Role of Monetary Policy." *American Economic Review* 58(1): 1-17.
- Geweke, J. F. y D. E. Runkle. 1995. "A Fine Time for Monetary Policy?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter, pp. 18-31.

- Gordon, D. B. y E. M. Leeper. 1994. "The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification." *Journal of Political Economy* 102(6): 1228-47.
- Herrera L. O. y R. Valdés. 1997. "Encaje y Autonomía Monetaria en Chile." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Keating, J. W. 1992. "Structural Approaches to Vector Autorregressions." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* September/October, pp. 37-57.
- Leeper, E. M., C. A. Sims y T. Zha. 1996. "What Does Monetary Policy Do?" *Brookings Papers on Economic Activity* 1996(2): 1-78.
- Magendzo, I. 1997. "La Política Monetaria en Chile: Objetivos, Herramientas e Indicadores." Estudio Economico No. 41, Banco Central de Chile.
- Mendoza, E. G. y F. Fernández. 1994. "Monetary Transmission and Financial Indexation: Evidence from the Chilean Economy." IMF Paper on Policy Analysis and Assessment 94/17.
- Morandé, F. G., C. J. García, y C. Johnson. 1995. "La Inflación en Chile: Una Nota Estadística." En F. G. Morandé y F. Rosende (eds.) *Análisis Empírico de la Inflación en Chile*. Santiago: Ilades/Georgetown.
- Sargent, T. J. y N. Wallace. 1975. "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule." *Journal of Political Economy* 83(1): 241-54.
- Shapiro, M. D. 1994. "Federal Reserve Policy: Cause and Effect." En N. G. Mankiw (ed.) *Monetary Policy*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Sims, C. A., J. H. Stock, y M. W. Watson. 1990. "Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots." *Econometrica* 58(1): 113-44.
- Sims, C. A. 1992. "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy." *European Economic Review* 36(2): 975-1011.
- Rojas, P. 1993. "El Dinero como un Objetivo Intermedio de Política Monetaria en Chile: Un Análisis Empírico." *Cuadernos de Economía* 90: 139-78, agosto.

- Romer, C. D. y D. H. Romer. 1989. "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz." En O. J. Blanchard y S. Fischer (eds.) *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge: The MIT Press.
- Rosende F. y L. O. Herrera. 1991. "Teoría y Política Monetaria: Elementos para el Análisis." *Cuadernos de Economía* 83: 55-93, abril.
- Valdés, R. 1997. "Emerging Markets Contagion: Evidence and Theory." Documento de Trabajo No. 07, Banco Central de Chile, marzo.
- Watson, M. W. 1994. "Vector Autorregressions and Cointegration." En R. F. Engle y D. L. McFadden (eds.) *Handbook of Econometrics*, Volume 4. Amsterdam: Elsevier, North-Holland.