Reglas monetarias en Colombia y Chile

Jorge Enrique Restrepo L.[1]

1. INTRODUCCION

Muchos países latinoamericanos han experimentado altas tasas de inflación durante largos períodos de tiempo. Esta situación empezó a cambiar al final de la última década, cuando se llegó a un consenso sobre la importancia de las políticas antiinflacionarias. En efecto, en los últimos años varios países donde la inflación ha sido tradicionalmente muy alta han conseguido controlar e incluso bajar las tasas de inflación a niveles internacionales. A pesar de la tendencia general hacia la estabilidad en los precios, aún hay países de la región que registran tasas de inflación de dos dígitos.

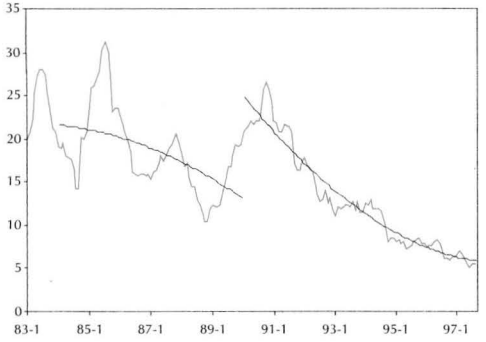
Chile y Colombia constituyen buenos ejemplos de ambos casos respectivamente: aunque los dos países iniciaron la década de los ochenta con tasas de inflación similares, durante los años noventa sus tasas de inflación siguieron caminos disímiles[2]. La economía chilena ha tenido un desempeño notable. Mientras el PIB creció a un ritmo sumamente rápido en la década de los noventa, la tasa de inflación disminuyó constantemente alcanzando 6% en 1997 (Gráficos 1 y 2). Por otro lado, en 1997 la inflación en Colombia seguía siendo de 18% (Gráfico 5). Por lo tanto, en Colombia, para el período estudiado en este artículo (1977 a 1997), aún no se puede afirmar que la media de la inflación haya cambiado, aunque la tasa de inflación sea más baja ahora que a principios de esta década.

---

[1] Esta es una versión revisada del tercer capítulo de mi tesis doctoral en New York University. Le agradezco a Jordi Galí sus sugerencias y orientación durante la realización del proyecto. Así mismo agradezco las sugerencias y comentarios de Andrés Velasco, Mark Gertler, Agnès Belaisch, Tommaso Monacelli, Alberto Torres, Fabio Sánchez y de quienes participaron en seminarios llevados a cabo en New York University, el Departamento Nacional de Planeación, Fedesarrollo y el Banco de la República de Colombia. Finalmente agradezco a las personas que me suministraron la información: Klaus Schmidt-Hebbel y Oscar Landerretche, en el caso de Chile, y Clara Elena Parra y Adriana Pontón, en el de Colombia. Este estudio fue financiado por el DNP. El contenido es de mi exclusiva responsabilidad. Londono59@hotmail.com

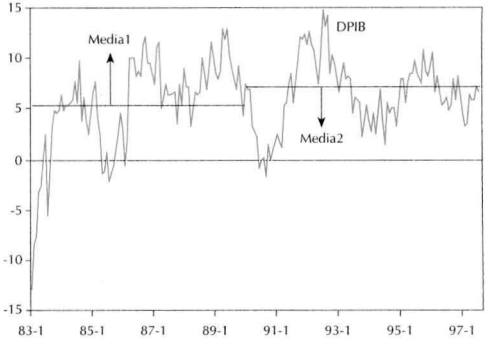
[2] Según Masson et al. (1997), para el período 1980-95 el promedio de la tasa de inflación fue 21,8% para Chile y 24,5% para Colombia. Para el período 1992-95 los promedios fueron 11,9% y 23,3% respectivamente.

Gráfico 1. **INFLACION CHILENA**



Fuente: Banco Central de Chile.

Gráfico 2. **CRECIMIENTO DEL PRODUCTO CHILENO**



Fuente: Banco Central de Chile.

Teniendo en cuenta lo anterior, interesa saber cómo estos dos bancos centrales han conducido su política monetaria durante los últimos años, a fin de entender el desempeño de la economía en ambos países. Así, este artículo busca determinar empíricamente aquellos elementos que están sistemáticamente presentes en las políticas económicas aplicadas por Colombia y Chile. Con este propósito sigo los pasos de Clarida, Galí y Gertler (1997 b,c) y hago una estimación de una función de reacción prospectiva para el banco central de cada uno de estos dos países. En la función de reacción estimada se usa la tasa de interés de corto plazo como el instrumento de la política monetaria. Entonces, la tasa de interés de corto plazo reacciona ante las brechas de la inflación y del producto, que son la diferencia entre la inflación y el producto esperados y sus niveles deseados u objetivos. Este tipo de regla de la tasa de interés puede derivarse de una función de pérdida de un banco central optimizador, como puede verse en los trabajos de Clarida, Galí y Gertler (1997a) y Svensson (1997).

Para que este ejercicio tenga validez, la política monetaria debe tener cierto grado de autonomía. Aunque Colombia y Chile son economías pequeñas y abiertas, en términos de sus políticas monetarias pueden ser consideradas autónomas. Primero, debido a que durante el período analizado no estuvieron comprometidas con una tasa de cambio nominal fija[3]. Así, ambos países han tenido bandas cambiarias y han hecho realineamientos cuando ha sido necesario. En segundo lugar, Colombia y Chile imponen restricciones a los flujos de capitales de corto plazo. Tanto la existencia de bandas cambiarias como las restricciones en la cuenta de capital les confieren a las autoridades cierta autonomía para modificar las tasas de corto plazo, y de esta forma enviar señales al mercado[4].

Los resultados de este artículo deben ayudar a determinar por qué la política del Banco Central de Chile ha tenido más éxito en reducir la volatilidad y el nivel de la tasa de inflación que el Banco de la República de Colombia. En efecto, la estimación

[3] Svensson (1992) presenta un modelo y simulaciones donde la existencia de una banda cambiaria genera independencia monetaria aun en el caso de movilidad perfecta de capitales.

[4] Según un documento de trabajo del FMI en que se analizan ciento cincuenta países en vías de desarrollo, Chile y Colombia son dos de los cinco países que actualmente aplican, o que podrían aplicar, una política monetaria basada en fijar objetivos inflacionarios. Véase Masson et al. (1997).

de la función de reacción revela varias diferencias en la manera en que las políticas monetarias fueron conducidas en ambos países. La principal diferencia se refiere a la forma en que las autoridades monetarias reaccionan ante cambios en la inflación esperada. Los resultados muestran que las autoridades de Chile responden más clara y enérgicamente ante la inflación que sus homólogas colombianas. Cada vez que las expectativas de inflación crecen, el Banco Central de Chile responde aumentando las tasas de interés reales. Por el contrario, en situaciones similares las autoridades monetarias de Colombia dejan que las tasas de interés reales disminuyan. Este hecho se refleja en el desempeño de las economías en ambos países.

En un artículo de gran influencia, Taylor (1993) usa, en la función de reacción, las brechas de la inflación y del producto observadas, en lugar de las esperadas. Aunque en el presente artículo la función de reacción que se usa considera la inflación esperada, en algunos ejercicios se incluyó también la inflación pasada con el fin de comprobar la hipótesis de Taylor, esto es, si el banco central reacciona o no ante ella. También se examina si es relevante incluir la tasa de cambio real como variable adicional en una función de reacción. Con esto se intenta determinar si la política cambiaria ha sido una restricción importante para la política monetaria, ya que, como se ha señalado, tanto Colombia como Chile son economías pequeñas y abiertas[5].

Finalmente, debido a que a principios de los noventa hubo cambios institucionales en ambos países, también se busca comprobar la existencia de cambios estructurales en la política monetaria. Los resultados parecen confirmar la hipótesis de que sí hubo cambios estructurales en el caso de Chile. Los resultados de algunos ejercicios que utilizan datos mensuales indican que el Banco Central de Chile parece haber respondido más enérgicamente a la inflación a partir de 1990, año en que se le garantizó mayor independencia. Aunque desde 1992 el Banco de la República de Colombia también se ha vuelto más independiente, las estimaciones no permiten afirmar que hubo cambios significativos a partir de ese momento.

A continuación se describen algunas características de la política monetaria en ambos países durante las últimas dos décadas. La tercera parte de este estudio contiene la función de reacción que se ha de estimar y describe el método empleado para estimarla. La cuarta parte expone los resultados obtenidos y la última parte presenta las conclusiones.

II. POLITICA MONETARIA EN CHILE Y COLOMBIA

En esta parte se describen varios aspectos de la economía y de la política monetaria de ambos países durante las últimas dos décadas. Dichos aspectos sustentan la tesis de que tanto la política monetaria de Colombia como la de Chile tienen cierto grado de autonomía.

A. Chile

Una adecuada combinación de políticas monetaria (cuyo instrumento es la tasa de interés), fiscal y cambiaria han conducido a la economía chilena a una situación de gran crecimiento y baja inflación. Para alcanzar dicho estado las autoridades chilenas pasaron por un proceso de aprendizaje un tanto difícil: el experimento de tasa de cambio fija con gran apertura de la cuenta de capital, que limitó la política monetaria, culminó en la crisis de 1982-83. Según Magendzo (1997), el Banco Central

[5] Véase por ejemplo Svensson (1998) y Agénor y Montiel, capítulo 7 (1996), quienes presentan funciones de pérdida que incluyen la tasa de cambio.

de Chile pudo aplicar una política monetaria más activa solamente desde 1985. Esto fue el resultado de la introducción de una banda cambiaria y de mayores restricciones a la cuenta de capital que en la década anterior. Así, el Banco Central pudo controlar mejor los agregados monetarios y la tasa de interés. Además, en 1985 el banco decidió usar la tasa de interés de corto plazo como el instrumento de su política. Sin embargo, entre 1985 y 1990 las autoridades fijaron una meta de tasa de cambio real alta y no fue sino hasta 1990 que el control de la inflación se convirtió en el objetivo prioritario[6]. Esta modificación en las prioridades fue consecuencia de una nueva ley, promulgada en 1989, que otorgó mayor independencia al Banco Central de Chile y que, entre otras cosas, enfatiza la estabilidad de los precios. Esto no necesariamente significa que el Banco Central no incluya el producto o la tasa de cambio en su función de pérdida. El hecho de que el Banco Central haya seguido una política de reducción gradual aunque persistente de la inflación podría indicar que la brecha del producto es aún considerada como una variable importante[7].

En resumen, luego de que la experiencia con una tasa de cambio fija resultara en la crisis de 1982, y dada la inestabilidad de la demanda por M1, el Banco Central decidió modificar el régimen cambiario y usar la tasa de interés como instrumento de la política monetaria. Adicionalmente, a partir de 1990, cuando adquirió más independencia y el objetivo de estabilidad de precios se volvió la prioridad, el Banco Central decidió fijar una meta para la inflación y utilizar enérgicamente su instrumento, la tasa de interés, para alcanzarla[8].

Al utilizar la tasa de interés, el Banco Central controla el gasto agregado a fin de prevenir presiones inflacionarias no deseadas de la demanda. Este mecanismo funciona porque las tasas de interés de la operaciones de mercado abierto realizadas por el Banco Central están relacionadas con todas las otras tasas de interés, lo que le permite al banco ejercer una influencia sobre todas ellas. De hecho, el grado de correlación entre la tasa de interés de los documentos emitidos por el Banco Central y las tasas de interés de otros documentos del mercado es muy alto (Gráfico 3). Esto revela la eficiencia de la política económica ya que las señales enviadas por el Banco Central son fácilmente transmitidas a los agentes privados y entonces se logran los efectos deseados. Además, el mecanismo también funciona porque, como ya fue dicho, desde 1984 se introdujeron algunas restricciones cambiarias. Después de los sucesos de 1982 se concluyó que una cuenta de capital excesivamente abierta tenía parte de responsabilidad en la crisis[9]. Aunque algunas de esas restricciones ya no existen, en 1991 el Banco Central empezó a exigir ciertos requisitos de depósitos en el caso de préstamos extranjeros de corto plazo, a fin de aumentar su costo[10].

---

[6] Calvo et al. (1993) afirman que Colombia y Chile, al adoptar una regla de poder de paridad de compra a fin de mantener altas tasas de cambio real, sacrificaron su objetivo de reducir la inflación entre 1985 y principios de los noventa.

[7] Probablemente se consideró que los costos asociados con una desinflación rápida (que resultan de rigideces nominales) eran demasiado altos. En efecto, Eyzaguirre y Rojas (1995) señalan que el alto nivel de indexación de la economía chilena condujo a preferir una política gradualista.

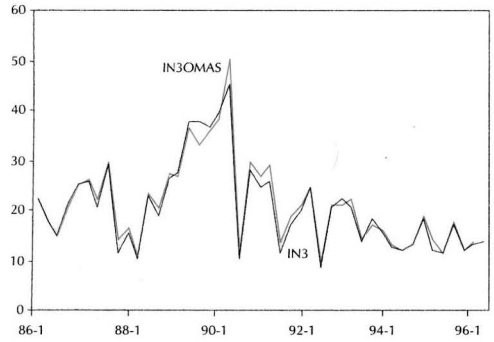
[8] Magendzo (1997).

[9] Vergara (1994) presenta una revisión de la política cambiaria entre 1984 y 1994. Según el autor, para fines prácticos la cuenta de capital se cerró desde la crisis de la deuda, en 1982, hasta 1990, cuando los capitales empezaron a fluir hacia Chile nuevamente en forma voluntaria. Véase también Eyzaguirre y Rojas (1995).

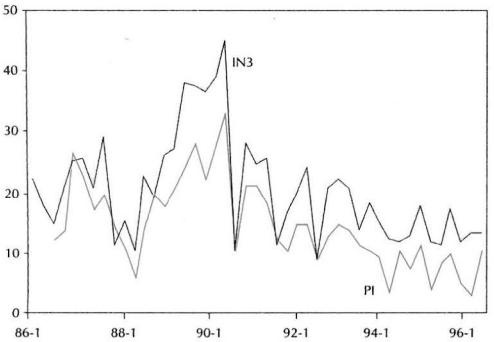
[10] Como en 1991 el capital extranjero regresó a Latinoamérica en forma voluntaria y masiva, el objetivo de estas restricciones era desalentar el flujo de capitales de corto plazo.

Gráfico 3. **TASAS DE INTERES**

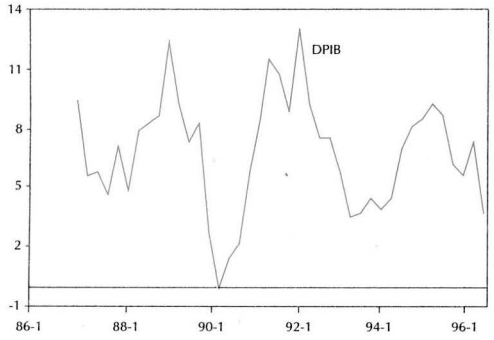
Tasa de interés de Chile



Tasa de interés nominal e inflación



Crecimiento del producto



Fuente: Banco Central de Chile y Magendzo (1997).

La política monetaria chilena se caracteriza especialmente porque las autoridades han afectado directamente las tasas de interés reales. Antes de 1995, el instrumento de la política económica era la tasa de interés pagada en documentos (indexados) emitidos por el Banco Central; esto es, el porcentaje pagado (en un documento de 90 días) sobre el cambio en el valor de la Unidad de Fomento (UF), que varía según la tasa de inflación[11]. Por lo tanto, el Banco Central anunciaba la tasa real al anunciar el premium sobre la inflación. Desde 1995 el Banco Central fija una tasa diaria nominal pero los agentes aún calculan la tasa real, dado que el público está permanentemente informado del cambio porcentual en el valor de la UF. En resumen, en Chile, el Banco Central ha hecho un esfuerzo muy consciente por alterar la tasa de interés real cada vez que cambian las expectativas de inflación, o cuando lo considera necesario para alcanzar su meta de tasa de inflación. Al mismo tiempo, el mensaje transmitido ha sido muy claro para el público.

Los resultados de esta utilización activa de la tasa de interés combinada con la política fiscal y la política cambiaria chilena son extraordinarios: tanto la volatilidad como el nivel de la inflación han disminuido sustancialmente (Cuadro 1). La inflación, que llegó a más de 26% en 1990, disminuyó en forma gradual y sostenida hasta alcanzar 6% en 1997, y las fluctuaciones alrededor de la media son me-

[11] La UF (unidad de fomento) es una unidad contable cuyo valor varía con la inflación. Por ello, todos los contratos indexados son hechos en UF, esto es, en precios constantes. Se fijaba la tasa de interés agregando algunos puntos porcentuales al cambio en el valor de la UF. Sin embargo, podría haber una diferencia entre la tasa de interés real calculada en función de la UF y la tasa de interés real ex post. Esto porque el valor de la UF varía con la inflación observada el mes anterior. Así, si la inflación disminuye, la tasa de interés real fijada en función de la UF es mayor que la tasa de interés real ex post, y viceversa. Fernández y Mendoza (1994) presentan un análisis detallado del mecanismo.

Cuadro 1. DESVIACION ESTANDAR DE ALGUNAS VARIABLES DE COLOMBIA Y CHILE

	Chile			Colombia		
	Todo el período	De 1984 a 1989	De 1990 a 1997	Todo el período	De 1984 a 1989	De 1990 a 1997
ΔPIB (1986-1997)	2,90	2,25	3,09	2,11	2,14	2,03
Inflación	6,08	4,82	5,91	3,51	3,87	2,09
Inflación sin tendencia		4,1	1,57		3,32	0,93
Tasa de interés	12,04	12,46	11,3	4,08	2,42	3,7
Tasa de interés sin tendencia		12,18	8,34			
Tasa de cambio	11,7	1 13,24	10,32	15,1	16,73	5,6
Tasa de cambio sin tendencia					6,47	3,47
ΔM1	14,88	10,14	17,71	5,52	3,67	8,01

Cuadro 1A. MEDIA DE ALGUNAS VARIABLES DE COLOMBIA Y CHILE

	Chile			Colombia		
ΔPIB (86-97)	6,81	7,63	6,48	3,89	3,78	4,19
Inflación	15,32	18,3	8 11,42	21,14	21,49	20,26
Tasa de interés	21,63	24,40	19,43	32,6	34,60	28,40
Tasa de cambio	96,83	98,16	95,80	90,20	86,60	97,96
ΔM1	23,83	22,46	24,89	22,74	22,69	22,83

Nota: en el caso de Chile, las cifras relativas al producto se calculan a partir de datos trimestrales 1986:1 y 1997:1. La desviación estándar y la media de las otras variables provienen de datos mensuales entre 1984 y 1997. En el caso de Colombia, el producto proviene de datos trimestrales entre 1977:1 y 1997:2. Los indicadores para las otras variables fueron calculados usando datos mensuales desde 1980:5 hasta 1997:8.

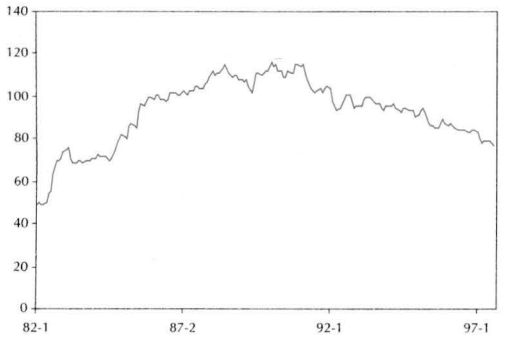
nores (Gráfico 1). Al comparar la desviación estándar de la inflación antes de 1990 con la desviación estándar de la inflación después de 1990 aparentemente no hay variación. Incluso esta última aumenta en el segundo período. Pero esto sucede porque durante el último período se observaron niveles de inflación muy disímiles por su significativa reducción. Si se calcula una tendencia para ambos períodos, las fluctuaciones alrededor de esa tendencia son sustancialmente menores después de 1990. La desviación estándar cae de 4,1 entre 1984 y 1989 a 1,57 desde 1990 hasta mediados de 1997 (Cuadro 1).

La desviación estándar de las tasas de interés siguió un patrón similar. Cuando a esta serie se le aplica el mismo procedimiento, que consiste en encontrar la tendencia para cada período, queda claro que su desviación estándar de hecho ha caído, pero menos que en el caso de la inflación (Cuadro 1). La mayor volatilidad de las tasas de interés puede indicar que el Banco Central está dispuesto a variar las tasas de interés de corto plazo cuando lo considera necesario. En cuanto al crecimiento del producto, los resultados parecen ir en otra dirección ya que su desviación estándar es menor entre 1986 y 1989 que entre 1990 y 1997. Esto se explica principalmente por la recesión acontecida cuando el Banco Central empezó con el programa de estabilización de la inflación, en 1990, y la fuerte recuperación que siguió.

No cabe duda de que la apreciación de la tasa de cambio real observada desde 1990 está directamente relacionada con la disminución de la inflación (Gráfico 4). No obstante, ésta no es una condición suficiente para garantizar una reducción de la inflación tan rápida y drástica. Así, la regla de la tasa de interés que las autoridades han seguido, junto con el hecho de anunciar y alcanzar las metas para la inflación cada año, han aumentado la credibilidad y han facilitado el proceso de desinflación. Por ejemplo, ahora sucede que algunos salarios y precios varían de acuerdo con la inflación esperada y no con la inflación pasada, lo que acelera el programa de estabilización de la inflación y reduce sus costos[12].

En efecto, los costos parecen haber sido muy reducidos puesto que durante el proceso de desinflación el producto creció a un promedio de 7% anual, y hasta 1997 la cuenta corriente no generó déficits que pudieran parecer insostenibles. Además, las cuentas fiscales llevan varios años con superávits. Por lo tanto, ésta parece ser una reducción sostenible

Gráfico 4. INDICE DE TASA DE CAMBIO REAL CHILENA 1982-1997



Fuente: Banco Central de Chile.

[12] Eyzaquirre y Rojas (1995), pp. 7-8.

del nivel de inflación, a diferencia de lo que ocurrió a comienzos de los ochenta cuando la revaluación de la tasa de cambio se hizo insostenible. En aquel entonces el programa de estabilización de la inflación utilizó la tasa de cambio nominal como ancla (en un medio indexado) y concluyó en 1982 con una enorme crisis.

B. Colombia

La experiencia colombiana durante las últimas dos décadas tiene semejanzas con la chilena, aunque la crisis cambiaria de los ochenta no fue tan aguda. Después de un proceso insostenible de aumento del gasto y con éste de apreciación de la moneda, entre 1984 y 1986 las autoridades colombianas tuvieron que ajustar la economía devaluando el peso colombiano[13] y controlando estrictamente el gasto público. Luego de la estabilización del gasto, la inflación comenzó a aumentar persistentemente hasta alcanzar 32% en 1990. Esto se debió, en gran parte, a la regla de minidevaluaciones de la época que buscaba mantener el poder de paridad de compra y así sostener una tasa de cambio real alta con 1986 como referencia. Dicho nivel de inflación se consideró excesivo y se puso en marcha un programa gradual de estabilización. Adicionalmente, en 1992, la Ley 31 le otorgó más independencia al banco central (Banco de la República de Colombia) y la estabilidad de los precios pasó a ser la meta principal de las autoridades[14].

En cuanto a los instrumentos de política, en general el Banco de la República ha tenido metas para los

[13] En 1985 se devaluó el peso colombiano cerca de 30% en términos reales.

[14] Steiner (1995) presenta un análisis de algunas características específicas de la nueva ley que regula el funcionamiento del banco central en Colombia (Ley 31 de 1992).

agregados monetarios. Esto aparece explícito en muchos editoriales de la Revista del Banco de la República[15]. Sin embargo, las metas no son estrictamente inmodificables y en los últimos años se ha usado una banda para esos agregados y ha habido realineamientos. Según Carrasquilla y Suescún (1996), en la política monetaria de Colombia hay bandas anchas para la tasa de cambio (real) y las tasas de interés[16]. Además, Echeverry (1993) muestra que es razonable considerar la tasa de interés como el instrumento de la política monetaria. En efecto, según este autor, la tasa de interés de los depósitos a plazo es la variable que transmite los mensajes enviados por la política monetaria al mercado, aun cuando el banco central tiene agregados monetarios como metas intermedias. En un artículo reciente, Posada y Trujillo (1998) también tratan la tasa de interés como el instrumento de la política y sus resultados son en general consistentes con los resultados del presente trabajo. Sin embargo, está aún por resolverse si, como se supone aquí, en Colombia la tasa de interés puede considerarse el instrumento, en lugar de los agregados monetarios[17]. De cualquier forma, la bibliografía más reciente sobre objetivos de inflación *(inflation targeting)* muestra que en condiciones ideales de demanda de dinero estable, usar la tasa de interés equivale a usar los agregados monetarios. No obstante, se considera que combatir la inflación utilizando como instrumento un agregado monetario es menos eficiente por la inestabilidad que con frecuencia se presenta en la demanda de dinero (Svensson 1997). Por otro lado, Echeverry y Eslava (1997) muestran que por medio de la tasa de interés de las operaciones de mercado abierto, el Banco de la República también puede afectar la tasa de préstamos interbancarios, la tasa de interés pagada en depósitos en los bancos y la tasa cobrada por los bancos en sus préstamos. De hecho, todas las tasas están relacionadas con la tasa de interés utilizada por el Banco de la República en sus operaciones de mercado abierto, como se observa en el Gráfico 7, al comparar la tasa de las OMAS y aquella que pagan los bancos por los depósitos. Finalmente, debido a rigideces nominales, a algunas restricciones en el flujo de capitales de corto plazo, a que en Colombia no ha habido tasa de cambio fija y a que en los últimos años existe una banda cambiaria, el Banco de la República también tiene la capacidad de alterar las tasas reales de interés de corto plazo.

Durante el período analizado la volatibilidad de la inflación en Colombia también ha disminuido sustancialmente. De 3,87, antes de 1992, la desviación

[15] Los objetivos intermedios no siempre aparecen con claridad. Por ejemplo, en octubre de 1995 el editorial de la revista del Banco de la República concluyó que era necesario seguir de cerca M3, debido a la existencia de una relación estable entre M3 y la inflación por una parte, y a los fuertes cambios observados en M1, por otra. Sin embargo, prosigue el editorial, M3 no puede ser considerada como una variable exógena ya que si se la compara con M1, el banco central tiene aún menos control sobre ésta. En resumen, se concluye que tanto M1 como M3 deberían observarse en calidad de fuentes de información, pero no necesariamente como variables de control ni objetivos de la política monetaria.

[16] En el caso de Alemania, Clarida y Gertler (1997) ponen en cuestión la idea convencional de que la Bundesbank tiene como variable objetivo un agregado monetario porque, según ellos, los anuncios al respecto son más bien una referencia que una meta en sí, y entonces frecuentemente no se cumplen. Dichos autores sostienen que la tasa de interés es en realidad el instrumento de política usado por la Bundesbank. Clarida, Galí y Gertler (1997) formalmente probaron la hipótesis de los agregados monetarios como variable objetivo para el caso de la Bundesbank y encontraron resultados que la contradicen. Goodfriend (1991) señala que la Federal Reserve tenía objetivos implícitos para las tasas de interés aun durante los períodos en los cuales la cantidad de dinero fue la variable objetivo.

[17] Carrasquilla y Suescún (1996) y Echeverry (1996) presentan un debate acerca de las ventajas del uso de dinero o de la tasa de interés como objetivo intermedio en Colombia. Clarida, Galí y Gertler (1997), Friedman y Kuttner (1996) y Svensson (1997) hacen exposiciones más generales.

estándar de la inflación cayó a 2,09 (Cuadro 1). Cuando se somete la inflación colombiana al procedimiento (aplicado al caso de Chile) de calcular la desviación estándar de las fluctuaciones de la inflación alrededor de una tendencia, su reducción después de 1992 es aún mayor. Para ambos períodos, la desviación estándar de la inflación y el crecimiento del producto son menores en Colombia que en Chile, pero el promedio de la tasa de crecimiento del producto también es menor (3,78% antes de 1992 y 4,19% después), como se aprecia en los Gráficos 5, 6 y 7 y en los Cuadros 1 y 1A.

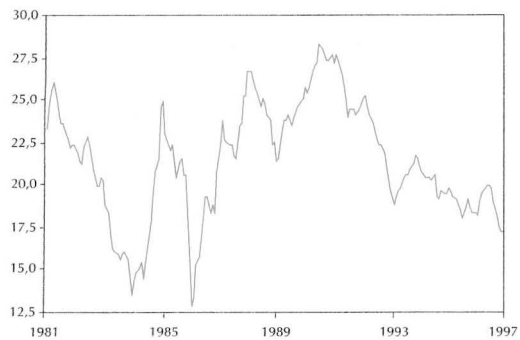
III. LA FUNCION DE REACCION

En esta parte se especifica la función de reacción de las autoridades monetarias y se describe el procedimiento de estimación[18].

A. Especificación

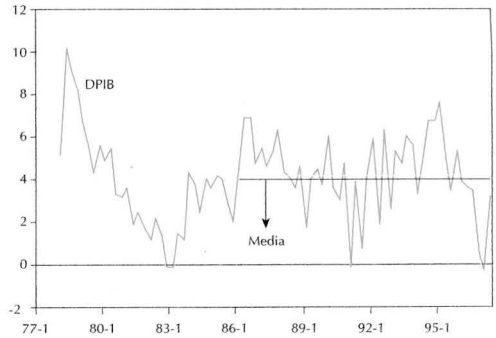
Antes de especificar la función de reacción es necesario recalcar que dichas funciones de reacción

Gráfico 5. **INFLACION COLOMBIANA 1981-1997**



Fuente: Dane.

Gráfico 6. **CRECIMIENTO DEL PIB COLOMBIANO 1978-1997**



Fuente: Departamento Nacional de Planeación.

son pertinentes sólo si se cumplen varios requisitos. Se necesita introducir rigideces nominales temporales. Entonces, al alterar la tasa de interés nominal el banco central puede afectar en el corto plazo la tasa de interés real y la tasa de cambio real. Básicamente, cuando hay rigideces nominales, la política monetaria tiene efectos reales en el corto plazo, es decir, se produce una relación directa entre el producto y la inflación. Consecuentemente, reducir la inflación puede implicar costos en términos del producto que limiten el comportamiento del banco central. Además, en el caso de economías pequeñas y abiertas, para que el banco central pueda variar las tasas de interés no debe haber movilidad de capitales perfecta. Cuando la hay, se requiere que la tasa de cambio no sea fija[19]. De acuerdo con la sección II, las economías que se estudian en este trabajo cumplen con estos requisitos.

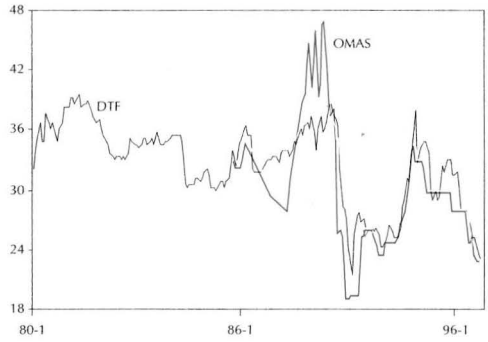
Muchos bancos centrales utilizan la tasa de interés de corto plazo como el instrumento de la política

[18] Esta parte del trabajo se basa en Clarida, Galí y Gertler, sección 2 (1997b).

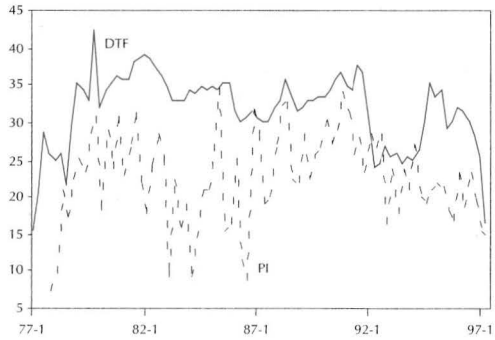
[19] Como ya se mencionó, Svensson (1992) muestra que la política monetaria gana autonomía con la introducción de las bandas de tasa de cambio incluso cuando hay movilidad de capitales perfecta.

Gráfico 7. TASAS DE INTERES

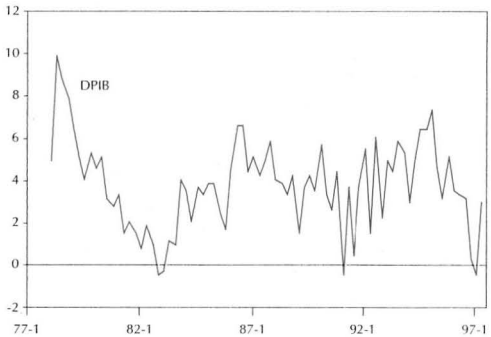
Tasa de interés en Colombia



Tasa de interés nominal e inflación



Crecimiento del PIB



Fuente: Banco de la República, Departamento Nacional de Planeación y Superbancaria.

monetaria. Incluso cuando establecen una meta para el agregado monetario tienen una meta implícita para la tasa de interés[20]. Dicha meta para la tasa de interés de corto plazo i^*_t para cada período, depende de las brechas de inflación y producto esperadas:

$$i^*_t = \alpha + \beta\,(E\,[\,\pi_{t,k}\,|\,\Omega_t\,] - \pi^*) + \gamma E\,[x_t|\Omega_t] \qquad (1)$$

donde α, β, γ son constantes, $E[\pi_{t,k}]$ es la tasa de inflación esperada entre los períodos t y t más k, π^* es la meta inflacionaria y $E[x_{t'}]$ es la brecha esperada del producto real, es decir, la diferencia esperada entre el producto y el producto potencial. E es el operador de esperanza matemática y Ω_t es la información con la que cuenta el banco central al momento de decidir la meta para la tasa de interés[21].

Las implicaciones económicas de la ecuación *(1)* dependen de los coeficientes α, β, γ. Esto puede verse más claramente al encontrar la meta implícita para r_t^*, la tasa de interés real ex ante[22].

$$r_t^* = i_t^* - E\,[\pi_{t,k}\,|\,\Omega_t\,] \qquad (2)$$

Después de substituir la ecuación *(1)* por i^*_t en la ecuación *(2)*, se obtiene la ecuación *(3)*:

---

[20] Goodfriend (1991) afirma que éste fue el caso de la Federal Reserve. Nota 15.

[21] La ecuación (1) o sus variaciones podrían derivarse de un banco central optimizador que tuviera una función de pérdida en cada período del tipo:

$$L_t\,(\pi,\, y) = \frac{1}{2}\,[(\pi_t - \pi^*)^2 + \gamma y^2_t]$$

donde el banco central minimiza el valor descontado de las pérdidas. Véase Svensson (1997) y Clarida, Galí y Gertler (1997a).

[22] Esta es sólo una aproximación de la tasa de interés real *ex ante* porque puede que el período del instrumento no coincida con el horizonte de las expectativas de inflación k.

$$i^*_t = \tilde{\alpha} + (\beta - 1)(E[\pi_{t,k} | \Omega_t - \pi^*_t) + E[x_t | \Omega_t] \quad (3)$$

en la que $\tilde{\alpha} = \alpha - \pi^*$

Cuando la inflación esperada aumenta, en la ecuación *(3)*, la tasa de interés real *ex ante* aumenta y estabiliza la inflación sólo si β es superior a 1. Al contrario, si β es inferior a 1 la tasa real disminuye cuando la inflación esperada aumenta, estimulando la economía y la propia inflación.

En efecto, Clarida, Galí y Gertler (1997c) muestran que incrementos o fluctuaciones en el producto y en la inflación, como resultado de expectativas que se autocumplen, son posibles cuando el banco central sigue una política acomodaticia de este tipo *(β<1)*. En consecuencia, estimar β es muy útil si se quiere evaluar la política monetaria de un país.

Por otro lado, se ha documentado empíricamente que los bancos centrales frecuentemente suavizan los cambios en las tasas de interés, ya que consideran que hay costos adicionales relacionados con la volatilidad de la tasa de interés[23]. Por lo tanto, tener en cuenta que los movimientos en la tasa de interés son suavizados es importante para que el modelo sea empíricamente relevante. Este hecho se refleja en la ecuación *(4)*, donde la tasa de interés observada en cada período i_t es una combinación de la meta i^*_t y de la tasa de interés observada en el período anterior i_{t-1}. Además del factor suavizador o de ajuste parcial, la ecuación *(4)* incluye choques exógenos y aleatorios (ν_t) a la tasa de interés:

$$i_t + (1 - \rho)\, i^*_t + \rho i_{t-1} + \nu_t \quad (4)$$

Al combinarse las ecuaciones *(4)* y *(1)*, la ecuación de la tasa de interés se transforma en lo siguiente:

$$i_t = (1 - \rho)\,\alpha + (1 - \rho)\,\beta\pi_{t,k} + (1 - \rho)\,\gamma x_t - \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde:

$$\varepsilon_t = -(1 - \rho)\{\beta(\pi_{t,k} - E[\pi_{t,k} | \Omega_t] + \gamma(x_t - E[x_{t,k} | \Omega_t]\} + \nu_t \quad (6)$$

La variable ε_t está compuesta por una combinación lineal de errores de predicción y por los choques exógenos. La combinación lineal de los errores de predicción (entre corchetes) es ortogonal a cualquier variable incluida en el conjunto de información disponible Ω_t. Adicionalmente, si z_t es el conjunto de instrumentos ortogonales a ε_t, entonces $E[\varepsilon_t | z_t \in \Omega_t] = 0$.

En consecuencia, es posible usar las siguientes condiciones de ortogonalidad que permiten la estimación empírica:

$$E\{[i_t - (1 - \rho)\,\alpha - (1 - \rho)\,\beta\pi_{t,k} - (1 - \pi)\,\gamma x_{t,k} - \rho i_{t-1}]\, z_t\} = 0 \quad (7)$$

B. Estimación

El objetivo central de todos los ejercicios es saber si los valores estimados del coeficiente asociado con la inflación esperada β son mayores o menores que 1. Esto porque, como ya se dijo de acuerdo con la ecuación *(3)*, un β mayor que 1 corresponde a una política que estabiliza la economía cuando aumentan las expectativas de inflación. Además, se busca comparar las estimaciones para ambos países y concluir, a partir de ellas, cómo la política monetaria se relaciona con el desempeño inflacionario de cada país.

Para estimar los coeficientes α, β, γ, ρ se usa el Método Generalizado de Momentos (GMM). Este método se escogió por varias razones: porque per-

[23] Goodfriend (1991) y Rudebusch (1995).

mite la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad. En esta estimación particular podría también existir sesgo de simultaneidad dado que la tasa de interés reacciona a las expectativas de inflación y de producto y al mismo tiempo la tasa de interés las afecta a ambas. Es por ello que se requiere el uso de instrumentos.

El conjunto de instrumentos z_t incluye la tasa de interés, la brecha del producto, el crecimiento del dinero (M1), la primera diferencia de la tasa de cambio, la inflación y un indicador de precios internacionales de materias primas, todos rezagados[24]. Debido a que el número de instrumentos es mayor que el número de parámetros que se debe estimar, se realiza una prueba de las restricciones "sobreidentificadas" *(Hansen J test)* y por lo tanto, de la validez del modelo. El primer ejercicio es el más importante de acuerdo con los objetivos del estudio y en él se estima una ecuación de la tasa de interés que incluye solamente la inflación esperada y la tasa de interés rezagada como variables independientes:

$$E\{[i_t - (1 - \rho)\,\alpha - (1 - \rho)\,\beta\pi_{t,k} - (1 - \rho)\,\gamma x_{t,k} - \rho i_{t-1}]\,z_t\} = 0 \qquad (8)$$

Esto supone que las autoridades monetarias solamente apuntan a reducir la inflación sin considerar el producto ($\gamma = 0$) y el producto es útil sólo en la medida en que sirve para predecir la inflación. Este ejercicio se hizo para varios horizontes de predicción de la inflación usados por el Banco Central en la función de reacción. El punto de referencia es un horizonte de un año para la inflación esperada, que es el horizonte típico considerado por los bancos centrales[25]. A continuación se realizan estimaciones mediante la inclusión en dicha ecuación de una variable adicional cada vez. En primer lugar, se incluye la brecha del producto, en segundo lugar, la brecha del producto se sustituye por la tasa de cambio, y por último, éstas son sustituidas por la inflación rezagada para comprobar si cada una de estas variables es relevante en la fijación de la tasa de interés, independientemente de su utilidad para predecir la inflación:

$$E\{[i_t - (1 - \rho)\,\alpha - (1 - \rho)\,\beta\pi_{t,k} - (1 - \rho)\,\gamma x_{t,k} - \rho i_{t-1}]\,z_t\} = 0 \qquad (9)$$

donde x_t es la variable introducida cada vez. De aquí que cuando la brecha del producto sea usada, la ecuación estimada será exactamente igual a la ecuación *(7)*.

Finalmente, se realizan ejercicios adicionales con datos mensuales a fin de determinar si hubo un cambio estructural al comienzo de esta década, con motivo de las reformas estructurales que le otorgaron más independencia a ambos bancos centrales. Todos estos ejercicios se hacen para ambos países.

IV. DATOS Y RESULTADOS

En esta sección se presenta la evidencia empírica para Colombia y Chile. Las series usadas fueron[26]: y = log (PIB trimestral)[27]

---

[24] Para los ejercicios con datos trimestrales se usaron cuatro rezagos. En los ejercicios hechos con datos mensuales se incluyeron el primero, el segundo, el sexto, el noveno y el décimo segundo rezagos.

[25] La mayoría de los bancos centrales anuncian metas inflacionarias para el año calendario.

[26] En el caso de Chile, las series provienen del Banco Central de Chile. En el caso de Colombia algunas series provienen del Banco de la República y otras del Departamento Nacional de Planeación.

[27] En los ejercicios para Chile con datos mensuales se usó el indicador mensual de actividad económica (IMACEC). Los resultados son consistentes con aquellos realizados con cifras trimestrales. En los ejercicios con datos mensuales para Colombia se usó el índice de producción industrial como proxy del PIB.

p = log (índice de precios al consumidor)
q = tasa de cambio real
m = M1 (promedios mensuales)
i = tasa de interés nominal que los bancos pagan por los depósitos a plazo fijo de 30 a 90 días[28]

También se usó el logaritmo del índice de precios de las materias primas de Estados Unidos como un indicador mundial de precios de las materias primas[29]. A fin de calcular la brecha del producto se le quitó la tendencia al PIB mediante el uso de una tendencia cuadrática[30].

A. Chile

La muestra para los ejercicios con datos trimestrales de Chile va desde 1986:1 hasta 1997:1[31]. El primer ejercicio estima una función de reacción para la tasa de interés bajo el supuesto de que el banco central sólo tiene como objetivo la inflación[32]. Como se dijo anteriormente, esto significa que γ es igual a cero y las únicas variables independientes son la inflación esperada y la tasa de interés rezagada. A pesar de que se usaron varios horizontes objetivo, el ejercicio de referencia se muestra en la primera columna del Cuadro 2 y considera que las autoridades monetarias planifican con un año de anticipación. Estas no están tan preocupadas por la inflación mensual sino más bien por la inflación anual para la cual fijan una meta. En todos los ejercicios incluidos en el Cuadro 2 el coeficiente de la inflación esperada, β, es positivo, suficientemente mayor que 1 y significativo para permitir el rechazo de la hipótesis de que dicho coeficiente es igual a 1.

Así, todos los resultados son consistentes con los obtenidos en el ejercicio de referencia. Esto indica que siempre que la inflación esperada aumenta, las autoridades chilenas reaccionan con fuerza aumentando la tasa de interés real. Adicionalmente, la estimación del parámetro que indica la lentitud de ajuste de la tasa de interés (ρ) es bajo para Chile o, lo que es lo mismo, la inercia de la tasa de interés es baja. Esto probablemente refleja que las autoridades son más agresivas en la lucha contra la inflación y no dudan en modificar las tasas de interés en el corto plazo. Finalmente, las últimas dos filas del Cuadro 2 muestran el coeficiente de Durbin-Watson y los niveles de significancia asociados con la prueba J de Hansen de las restricciones sobre-

---

[28] Esta tasa de interés específica se escogió para ambos países porque las series disponibles eran lo suficientemente extensas. Al mismo tiempo, estas series están altamente correlacionadas con otras tasas de interés controladas por los bancos centrales (Gráficos 3 y 7). En algunos ejercicios se usó la serie de tasas de interés pagadas con descuento por el Banco Central de Chile (PDBC) que se encuentra en Magendzo (1997) y los resultados cualitativos no cambian. Lo mismo ocurre con algunos ejercicios que se hicieron para Colombia con la tasa de interés de las OMAS del Banco de la República después de 1992.

[29] Todas las series fueron sometidas a las pruebas de Dickey-Fuller y Phillips-Perron. Véanse los Cuadros 11 y 11A.

[30] Este fue el método usado por Clarida, Galí y Gertler (1997c). Se adoptó porque la muestra es muy corta y esta es una manera estándar de calcularlo. De hecho, los resultados obtenidos con este indicador son consistentes con otros ejercicios, que no se incluyen aquí, realizados con la tasa de desempleo como indicador de la brecha del producto.

[31] Se escogió este período porque el PIB trimestral sólo estaba disponible desde 1986. Adicionalmente, en 1982 hubo una profunda crisis que llevó a varios cambios estructurales en la economía y en la política monetaria en 1983 y 1984.

[32] En el caso de Chile no es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria para la inflación $p_t - p_{t-12}$ y de la tasa de interés i (Cuadro 11). Por tanto, se decidió hacer dos tipos de ejercicios: en un caso a estas dos variables se les eliminó la tendencia con un filtro Hodrick-Prescott y se hicieron las estimaciones. Con esto se trata de medir la reacción de las autoridades a las desviaciones de la tendencia de largo plazo de la inflación. En otro caso, en las estimaciones se incluyó una variable de tendencia en el lado derecho de la ecuación. Aunque los resultados cualitativos en general no cambian, aquí se presentan las estimaciones obtenidas con variables tratadas de la primera forma.

Cuadro 2. CHILE: DATOS TRIMESTRALES DE 1986 A 1997

Variable dependiente: tasa de interés (i)

Horizonte	1 año	1 semestre	1 trimestre
Constante	-1,086	-0,26	0,15
Inflación esperada (β)	() 2,15 (0,17) t = 12,74	1,80 (0,57) t = 31,90	1,57 (0,0094 t = 16,60
Tasas de interés rezagada (ρ)	0,13 (0,48) t = 2,76	-0,42 (0,48) t = 8,86	-0.16 (0,04) t = 3,85
Durbin Watson	2,30	2,11	2,14
p	0,99	0,99	0,99

Nota: las cifras entre paréntesis corresponden a la desviación estándar.

identificadas del modelo. El modelo no es rechazado en ningún caso.

El Cuadro 3 muestra los resultados del segundo ejercicio. Además de la inflación esperada, para cada caso se incluyó una variable adicional. Entonces la estimación de la primera columna incluye también la brecha del producto; la estimación presentada en la segunda columna contiene la tasa de cambio real y el ejercicio de la tercera columna comprende la inflación rezagada. En todos los casos las estimaciones del coeficiente de la inflación es-

Cuadro 3. CHILE: DATOS TRIMESTRALES DE 1986 A 1997, HORIZONTE DE 1 AÑO (k = 4, q = 0)

Variable dependiente: tasa de interés (i)

Ejercicio	1	2	3
Constante	-1,00	-0,25	-0,27
Inflación esperada (β)	2,10 (0,24) t = 8,60	1,92 (0,21) t = 8,95	1,39 (0,09) t = 14,94
Brecha del producto (γ)	-0,87 (0,22) t = -3,89		
Tasa de cambio real (γ)		0,08 (0,035) t = 2,26	
Inflación rezagada (γ)			1,37 (0,041) t = 32,84
Tasa de interés rezagada (ρ)	0,08 (0,055) t = -1,52	0,05 (0,07) t = 0,7	-0,43 (0,06) t = -7,19
Durbin Watson	2,25	1,97	1,78
p	0,99	0,99	0,99

Nota: las cifras entre paréntesis corresponden a la desviación estándar.

perada (β) son de nuevo mayores que uno y altamente significativas. La primera columna señala la estimación de la función de reacción que también incluye la brecha del producto. El coeficiente β es muy alto (2,10), el coeficiente del producto (γ) es significativo pero no tiene el signo esperado[33]. En la segunda columna, en lugar del producto se incluye la primera diferencia de la tasa de cambio real. En este caso β es 1,92 y el coeficiente de la tasa de cambio real es significativo aunque muy bajo (0,08). Las estimaciones de la tercera columna incluyen la inflación rezagada. Ambos coeficientes son significativos y superiores a 1, lo que parece indicar que las autoridades también consideran la inflación rezagada cuando deciden el nivel de la tasa de interés.

El Cuadro 4 muestra los resultados de dos ejercicios que incluyen tres variables al mismo tiempo: la inflación esperada, la brecha del producto y la tasa de cambio[34] o la inflación rezagada. Los resultados son consistentes con los anteriores: β es muy superior a 1, la tasa de cambio, en la primera columna, es significativa con un coeficiente pequeño (0,1) y la brecha del producto no tiene el signo esperado además de no ser significativo en una de las dos estimaciones.

El hecho de que en todos los ejercicios el coeficiente β de la inflación esperada sea siempre significativamente superior a 1 (fluctuando entre 1,39 y 2,15) indica que éste es un resultado muy robusto a

Cuadro 4. CHILE: DATOS TRIMESTRALES DE 1986 A 1997, HORIZONTE DE UN AÑO (k = 4, q = 0)

Variable dependiente: tasa de interés (i)

Ejercicio	**1**	**2**
Constante	-0,52	-0,65
Inflación esperada (β)	1,99 (0,24) t = 8,14	1,60 (0,12) t = 12,85
Brecha del producto (γ)	-0,87 (2,8) t = -3,10	-0,03 (0,19) -0,18
Tasa de cambio real (γ)	0,10 (0,048) t = 2,0	
Inflación rezagada (γ)		0,95 (0,13) t = 7,20
Tasa de interés rezagada (ρ)	-0,07 (0,04) t = -1,17	-0,17 (0,043) t = -3,92
Durbin Watson	2,29	2,07
ρ	0,99	0,99

Nota: las cifras entre paréntesis corresponden a la desviación estándar.

las diferentes especificaciones. Se puede decir entonces que efectivamente el Banco Central de Chile sigue una regla monetaria estabilizadora que reacciona muy fuertemente contra la inflación.

Con el fin de examinar la presencia de un cambio estructural en 1990 (año en que el Banco Central se volvió independiente) se requiere una muestra más extensa. Consecuentemente, para realizar ejercicios similares se utilizaron datos mensuales entre 1985:1 y 1997:8[35]. La muestra se dividió en dos períodos: antes y después de enero de 1990[36]. En la mayoría de los casos las estimaciones para β antes de 1990

[33] En casi todos los ejercicios se encontró un coeficiente negativo de la brecha del producto. En concordancia con este resultado, se obtuvo un coeficiente positivo en algunos ejercicios, que no se incluyen aquí, realizados con la tasa de desempleo. No se tiene una explicación satisfactoria para este resultado.

[34] Estas tres variables podrían perfectamente encontrarse en la función de pérdida de las autoridades y entonces en su función de reacción. Véase Svensson (1998).

[35] Se escogió este período porque, como se dijo anteriormente, en 1985 el Banco Central empezó a utilizar la tasa de interés como el instrumento de la política monetaria.

[36] En realidad al Banco Central de Chile se le garantizó su independencia a partir de noviembre de 1989.

son estadísticamente menores que las obtenidas para después de 1990, año en que el Banco Central comenzó a operar más independientemente y cuando el control de la inflación se volvió una prioridad.

En el ejercicio de referencia (con un horizonte de un año) el coeficiente β que aparece en la primera columna del Cuadro 5 es de 0,57 entre 1985 y 1989 y de 2,13 cuando la misma ecuación fue estimada para el período 1990-1997 como se puede ver en la segunda columna. En los Cuadros 6 y 7 se muestra que las estimaciones para β antes de 1990 van de 0,59 a 1,06, y después de 1990, de 1,62 a 4,05. Es decir, en el segundo período los coeficientes son mayores que en el primero. Así, antes de 1990 no es posible rechazar la hipótesis de que β sea menor o igual a 1. Por el contrario, después de 1990 en todas las estimaciones se rechaza dicha hipótesis. De igual forma, la hipótesis nula del mismo valor para ambos períodos puede ser rechazada en casi todos los casos[37].

Cuadro 5. CHILE: DATOS MENSUALES DE 1985 A 1997, HORIZONTE DE UN AÑO (k = 12, q = 0)

Variable dependiente: tasa de interés (i)

Ejercicio	**1985-1989**	**1990-1997**
Constante	0,16	1,10
Inflación esperada (β)	0,57 (0,19) t = 2,92	2,13 (0,92) t = 2,32
Tasa de interés rezagada (ρ)	0,58 (0,06) t = 9,60	0,68 (0,36) t = 18,5
Durbin Watson	1,97	2,00
p	0,99	0,99

Nota: las cifras entre paréntesis corresponden a la desviación estándar.

[37] Se realizó una prueba de Chow con las variables *dummy*. Las *dummies* son altamente significativas y la hipótesis nula de un coeficiente único durante los dos períodos es rechazada.

En conclusión, las pruebas empíricas realizadas con datos mensuales tienden a indicar que las autoridades chilenas combaten más enérgicamente la inflación ahora que cuando el Banco Central era menos independiente. Este resultado ayuda a explicar tanto la reducción de la desviación estándar como el nivel de la inflación en Chile durante la presente década. La estrategia global fue esencial para reducir la tasa de inflación después de 1990, puesto que un acertado manejo de las tasas de interés le permitió al Banco Central controlar la demanda agregada y coordinar las expectativas inflacionarias de los agentes, de tal forma que la apreciación de la moneda chilena se tradujo rápidamente en ganancias contra la inflación (Gráficos 1 y 4).

Los coeficientes del crecimiento de la tasa de cambio real constituyen otra diferencia entre ambos períodos. Aunque los coeficientes de la tasa de cambio real son pequeños, tienen el signo correcto y son significativos en todos los ejercicios realizados para el primer período, como se aprecia en la segunda columna del Cuadro 6 y en la primera del Cuadro 7. Por otro lado, también en los Cuadros 6 y 7 se ve que después de 1990 los coeficientes de tasa de cambio son negativos, es decir no son los esperados. De otra parte, los resultados obtenidos para la brecha del producto no son concluyentes. En general el coeficiente de la brecha del producto no es significativo, excepto en el Cuadro 7 columnas segunda y cuarta. En dicho cuadro se ve que en cada uno de los dos períodos hay una estimación donde el producto tiene el signo esperado y es significativo, por lo que no es posible concluir nada al respecto[38].

[38] Cabe anotar que en algunos ejercicios (que no se presentan aquí), donde no se quitó la tendencia ni a la tasa de interés ni a la inflación (sino que se incluyó una variable de tendencia en el lado derecho de la ecuación), se encontró que en general antes de 1990 la brecha del producto tiene el signo correcto y es significativa, mientras que después de 1990 su coeficiente se vuelve negativo.

Cuadro 6. CHILE: DATOS MENSUALES DE 1985 A 1997, HORIZONTE DE UN AÑO (k = 12, q =0)

Variable dependiente: tasa de interés (i)

	De 1985 a 1989			De 1990 a 1997		
Ejercicio	**1**	**2**	**3**	**1**	**2**	**3**
Constante	-0,32	-2,08	-	1,99	0,66	-0,16
Inflación esperada (β)	0,61 (0,30) t = 2,00	0,71 (0,18) t = 3,83	1,06 (0,16) t = 6,62	2,71 (0,91) t = 2,99	3,65 (0,52) t = 3,56	2,02 (0,58) t = 3,50
Brecha del producto (γ)	0,25 (0,27) t = 0,90			-1,43 (0,47) t = -3,04		
Tasa de cambio real (γ)		0,18 (0,016) t = 10,84			-0,39 (0,08) t = -4,79	
Inflación rezagada (γ)			1,27 (0,21) t = 5,96			2,89 (0,42) t = 6,80
Tasa de interés rezagada (ρ)	0,55 (0,04) t = 14,67	0,47 (0,04) t = 12,11	0,37 (0,04) t = 8,81	0,67 (0,04) t = 15,40	0,74 (0,03) t = 21,50	0,61 (0,04) t = 14,67
Durbin Watson	2,04	1,96	1,79	2,01	1,92	2,00
p	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99

Nota: las cifras entre paréntesis corresponden a la desviación estándar.

Cuadro 7. CHILE: DATOS MENSUALES DE 1985 A 1997, HORIZONTE DE UN AÑO (k = 12, q =0)

Variable dependiente: tasa de interés (i)

Ejercicio	**De 1985 a 1989**		**De 1990 a 1997**	
Constante	-1,99	-0,42	1,42	-0,64
Inflación esperada (β)	0,59 (0,31) t = 1,88	0,77 (0,31) t = 2,49	4,05 (1,05) t = 3,86	1,62 (0,58) t = 2,79
Brecha del producto (γ)	0,24 (0,27) t = (0,84)	0,66 (0,34) t = 1,93	-1,29 (0,59) t = -2,16	0,92 (0,41) t = 2,30
Tasa de cambio real (γ)	0,19 (0,02) t = 11,25		-0,36 (0,07) t = -4,91	
Inflación rezagada (γ)		1,50 (0,21) t = 7,14		3,44 (0,53) t = 6,45
Tasa de interés rezagada (ρ)	0,48 (0,04) t = 12,56	0,36 (0,04) t = 8,55	0,73 (0,04) t = 20,53	0,60 (0,04) t = 15,5
Durbin Watson	1,97	1,77	1,92	2,01
p	0,99	0,99	0,99	0,99

Nota: las cifras entre paréntesis corresponden a la desviación estándar.

Así, los resultados tienden a indicar que las autoridades monetarias chilenas dieron más importancia a la estabilización de la tasa de cambio real en el primer período que en el segundo. Esto coincide con la sabiduría convencional de que las autoridades chilenas usaron una regla de poder de paridad de compra a fin de tener una tasa de cambio real alta entre 1985 y 1990 (Calvo et al.).

B. Colombia

La muestra de Colombia va de 1977:1 a 1997:2[39]. La mayoría de las estimaciones para Colombia muestran que β, el coeficiente que mide la sensibilidad a la inflación esperada, es muy bajo. El hecho de que β sea menor que 1 significa que cada vez que aumentan las expectativas de inflación, las autoridades colombianas permiten que caigan las tasas de interés reales de corto plazo. Esto porque ante cambios en las expectativas inflacionarias, las autoridades no reaccionan en forma suficientemente enérgica aumentando las tasas nominales de interés al nivel requerido para que suban las tasas reales, de forma que las mayores expectativas de inflación terminan validándose. Clarida, Galí y Gertler (1997c) muestran que este tipo de regla monetaria es una fuente de inestabilidad económica porque "abre la posibilidad de brotes inflacionarios y de producto que resultan de cambios en las expectativas que se autocumplen"[40].

El Cuadro 8 contiene los resultados del ejercicio más sencillo y más importante, que incluye sólo la inflación esperada como variable explicativa en la función de reacción. Las estimaciones de β son significativas y varían entre 0,26 y 0,31, es decir, son muy inferiores a 1 y también mucho menores que sus homólogas de Chile. Por el contrario, las estimaciones de ρ (0,69) son muy significativas y mayores que en el caso de Chile, lo que indica mayor inercia en las tasas de interés.

En los resultados presentados en los Cuadros 9 y 10, donde junto con la inflación esperada se incluyen otras variables, la inflación esperada no es significativa. Aquí la inflación rezagada tampoco es significativa. Además, el crecimiento de la tasa de cambio es significativo en un caso (Cuadro 9) pero con el signo contrario al esperado. De otra parte, en la primera columna del Cuadro 9 y en la segunda del Cuadro 10 se observa que la brecha del producto es significativa.

Los resultados parecen mostrar, en primer lugar, que en la mayor parte del período la estabilización del producto han sido importante para las autoridades colombianas y que la regla monetaria seguida no conduce a la estabilización de la inflación. En segundo lugar, el ajuste deficiente de varias de las regresiones para Colombia también puede indicar que, en efecto, las autoridades colombianas apuntan a un agregado monetario, de manera que la política monetaria no se refleja en las tasas de interés como sucedería si ésta fuera el instrumento. Un estudio reciente sobre objetivos de inflación *(inflation targeting)* Svensson (1997) muestra que cuando la demanda de dinero es estable, usar la tasa de interés equivale a usar los agregados monetarios. No obstante, considera que combatir la inflación utilizando un agregado monetario como instrumento es menos eficiente por la inestabilidad frecuente de la demanda y porque los anuncios de este tipo de objetivos no son tan claros y rápidos

[39] El período de la muestra fue seleccionado en función de la disponibilidad de datos.

[40] Clarida, Galí y Gertler, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", New York University, CV Starr Center Working Paper No. 98-01, diciembre de 1997, pág. 3.

Cuadro 8. COLOMBIA: DATOS TRIMESTRALES DE 1977 A 1997

Variable dependiente: tasa de interés (i)

Horizonte	1 año	1 semestre	1 trimestre
Constante	32,40	31,00	32,90
Inflación esperada (β)	0,26 (0,152) t = 1,74	0,31 (0,122) t = 2,50	0,29 (0,118) t = 2,07
Tasas de interés rezagada (ρ)	0,69 (0,03) t = 22,79	0,67 (0,027) t = 24,80	0,64 (0,031) t = 20,40
Durbin Watson p	2,07 0,98	2,04 0,99	1,97 0,98

Nota: las cifras entre paréntesis corresponden a la desviación estándar.

Cuadro 9. COLOMBIA: DATOS TRIMESTRALES DE 1977 A 1997, HORIZONTE DE 1 AÑO (k = 4, q = 0)

Variable dependiente: tasa de interés (i)

Ejercicio	1	2	3
Constante	30,80	36,10	32,87
Inflación esperada (β)	-0,08 (0,23) t = -0,36	0,18 (0,2) t = 0,89	0,07 (0,18) t = 0,40
Brecha del producto (γ)	0,59 (0,28) t = 2,13		
Tasa de cambio real (γ)		-0,13 (0,05) t = -2,30	
Inflación rezagada (γ)			0,21 (0,13) t = 1,72
Tasa de interés rezagada (ρ)	0,64 (0,05) t = 12,40	0,68 (0,04) t = 17,70	0,66 (0,036) t = 18,60
Durbin Watson p	1,97 0,97	2,03 0,99	1,99 0,99

Nota: las cifras entre paréntesis corresponden a la desviación estándar.

como señal, a diferencia del mensaje que la tasa de interés le envía al bolsillo de cada uno de los agentes[41].

Por tanto, los resultados pueden estar mostrando, primero, que debido a la inestabilidad en la demanda de dinero se ha perdido parte de la eficacia del instrumento, lo que se ha traducido en movimientos insuficientes de la tasa de interés ante cambios en las expectativas inflacionarias. De hecho, las notas editoriales de la revista del Banco de la República

[41] En general, el público no le hace un seguimiento permanente a la evolución de los agregados monetarios.

Cuadro 10. COLOMBIA: DATOS TRIMESTRALES DE 1985 A 1997, HORIZONTE DE UN AÑO (k = 12, q = 0)

Variable dependiente: tasa de interés (i)

Ejercicio	1	2
Constante	41,70	42,69
Inflación esperada (β)	-0,11 (0,24) t = 0,46	-0,31 (0,27) t = 1,14
Brecha del producto (γ)	0,56 (0,41) t = 1,37	0,64 (0,297) t = 2,16
Tasa de cambio real (γ)	-0,06 (0,078) t = -0,70	
Inflación rezagada (γ)		0,15 (0,16) t = 0,90
Tasa de interés rezagada (ρ)	0,68 (0,036) t = 18,60	0,65 (0,033) t = 19,60
Durbin Watson	2,05	1,95
p	0,99	0,98

Nota: las cifras entre paréntesis corresponden a la desviación estándar.

de octubre de 1995 destacan la inestabilidad de M1 en la presente década. Esta ineficiencia debe traducirse en que las estimaciones empíricas muestran una menor sensibilidad de la tasa de interés a la inflación esperada, es decir, un menor coeficiente β[42].

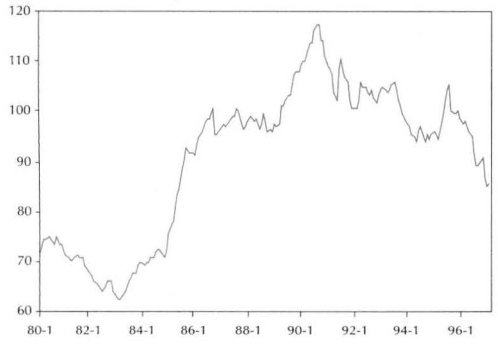
Segundo, que las autoridades no han seguido la regla apropiada porque en su función de pérdida existen otros objetivos, como la brecha del producto, que en algunos momentos pudieron haber tenido igual o mayor importancia que la estabilización de los precios. Masson et al. afirman que pareciera que el banco central de Colombia variara su objetivo principal a través del tiempo. Por ejemplo, entre 1992 y 1994 las tasas de interés fueron tan bajas que en un momento se volvieron negativas (Gráfico 7). Villar (1996) afirma que esto fue el resultado de una política que intentó desalentar la entrada de capitales al país y evitar una mayor apreciación de la moneda (Gráficos 4 y 8). En otras palabras, el objetivo de tasa de cambio real fue prioritario en ese período. Por el contrario, entre la segunda mitad de 1994 y 1996, la política monetaria reaccionó más enérgicamente contra la inflación. Además, según Masson et al. (1997), el Banco de la República aún parece susceptible a las presiones de las autoridades fiscales[43]. De otra parte, después de 1992 ha habido presiones importantes de gasto público, lo que dificulta el éxito de la política antiinflacionaria (Montenegro (1996)). En resumen, la evidencia indica que reducir la inflación no ha sido siempre el objetivo más importante del banco central. De esta forma, la tasa de cambio real o el producto parecen haber sido los objetivos más importantes en algunos momentos de este período[44].

[42] La hipótesis de que las autoridades tienen un agregado monetario como objetivo intermedio concuerda con el hecho de que la volatilidad de la inflación disminuyó desde 1991. Sin embargo, las estimaciones que comprenden un agregado monetario en la función de reacción tampoco fueron significativas. Lo anterior puede deberse a que el término de error contiene el choque monetario, y por tanto una variable monetaria incluida como variable explicativa no sería independiente de los errores.

[43] En efecto, durante el cuatrienio 1990-94 todos los miembros de la recién creada Junta Monetaria fueron nombrados por el Presidente de la República. Así mismo, al final de la anterior administración (94-98) se presentó nuevamente el caso de que el Presidente había nombrado a la mayoría de los miembros de la Junta Monetaria por lo que su independencia podría ser cuestionada. Masson et al. (1997) señalan (Cuadro 5) que en Colombia la prioridad de las autoridades monetarias varía con el tiempo y está sujeta a presiones políticas, por lo que no siempre prevalece el objetivo de reducir la inflación. Cukierman y Lippi (1998) y Velasco y Guzzo (1998) presentan análisis teóricos sobre la relación entre la independencia de los bancos centrales y el desempeño económico.

[44] Algunos ejercicios fueron realizados con datos mensuales a fin de verificar si el cambio institucional se reflejaba empíricamente. No se han incluido los resultados porque no muestran ningún cambio y no son cualitativamente diferentes de los que ya se han presentado.

Gráfico 8. **INDICE DE TASA DE CAMBIO REAL COLOMBIANA 1980-1997**



Fuente: Banco de la República.

V. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se estimaron funciones de *reacción* para los bancos centrales de Colombia y Chile. En ellas se considera que la tasa de interés es el instrumento de la política monetaria. Así mismo se considera que una política monetaria estabilizadora requiere que el banco central reaccione oportuna y enérgicamente ante cambios en las expectativas de inflación. Es decir, que la tasa de interés reaccione más que proporcionalmente cuando dichas expectativas cambian. En otras palabras, que el coeficiente de las expectativas de inflación, β, sea mayor que 1.

En primer lugar, el principal resultado de los ejercicios empíricos es que, en el caso de Chile, β es superior a 1. Por lo tanto, se puede rechazar fácilmente la hipótesis nula de un coeficiente β igual a 1. Por el contrario, en el caso de Colombia las estimaciones para β son inferiores a 1. Ambos resultados son muy robustos a los cambios en la especificación de la función de reacción y permiten concluir que las autoridades chilenas han sido más enérgicas que las colombianas para combatir la inflación.

En segundo lugar, los resultados muestran que en la mayoría de los casos los coeficientes de la inflación

Cuadro 11. **CHILE: PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA, DATOS TRIMESTRALES, DE 1986:1 A 1997:1**

	Prueba de Dickey-Fuller aumentada			Prueba de Phillips-Perron		
Variables (niveles)	**Estadístico t 1 rezago**	**Estadístico t 4 rezagos**	**Valor crítico**	**Estadístico t 1 rezago**	**Estadístico t 4 rezagos**	**Valor crítico**
y	-2,65	-4,98	5%=-3,51	-3,09	-3,29	5%=-3,51
P	-0,06	-0,67	5%=-3,51	0,93	0,48	5%=-3,51
q	-2,66	-3,29	5%=-3,51	-2,83	-2,72	5%=-3,51
m	-3,16	-2,76	5%=-3,51	-3,01	-2,98	5%=-3,51
i	-2,13	-2,13	5%=-2,94	-3,50	-3,88	5%=-2,94
$r = i - \Delta p$	-2,97	-3,33	5%=-2,94	-6,74	-6,83	5%=-2,94
Brecha del producto	-2,74	-5,19	5%=-2,94	-3,18	-3,38	5%=-2,94
Variables en diferencias						
Δy	-5,11	-3,36	5%=-2,94	-8,40	-8,33	5%=-2,94
$\pi = \Delta p$	-3,29	-2,15	5%=-3,51	-3,87	-3,97	5%=-3,51
$epi = p_t - p_{t-12}$	-2,05	-2,53	5%=-3,51	-1,67	-1,94	5%=-3,51
Δq	-6,38	-2,76	5%=-2,94	-6,80	-6,81	5%=-2,94
Δm	-7,19	-2,92	5%=-2,94	-6,44	-6,53	5%=-2,94

Nota: PIB (y), IPC (p), tasa cambio real (q), M1 (m), inflación (π), tasa de interés (i) y tasa de interés real (r).

Cuadro 11A. **COLOMBIA: PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA, DATOS TRIMESTRALES, DE 1977:1 A 1997:2**

	Prueba de Dickey-Fuller aumentada			Prueba de Phillips-Perron		
Variables (niveles)	**Estadístico t 1 rezago**	**Estadístico t 4 rezagos**	**Valor crítico**	**Estadístico t 1 rezago**	**Estadístico t 4 rezagos**	**Valor crítico**
y	-2,18	-1,76	5%=-3,51	-2,86	-3,05	5%=-3,51
p	-1,43	-1,88	5%=-3,51	-1,64	-1,91	5%=-3,51
q	-0,62	-1,43	5%=-3,51	-0,44	-0,94	5%=-3,51
m	-1,23	-1,94	5%=-3,51	-1,85	-2,02	5%=-3,51
i	-2,77	-2,10	5%=-2,94	-3,30	-3,88	5%=-2,94
$r = i - \Delta p$	-4,88	-2,35	5%=-2,94	-6,06	-6,23	5%=-2,94
Brecha del producto	-3,36	-2,12	5%=-2,94	-4,10	-4,36	5%=-2,94
Variables en diferencias						
Δy	-7,61	-3,73	5%=-2,94	-13,71	-13,94	5%=-2,94
$\pi = \Delta p$	-4,93	-3,10	5%=-2,94	-6,16	-6,35	5%=-2,94
$epi = p_t - p_{t-12}$	-2,78	-1,71	5%=-2,94	-2,89	-3,1	5%=-2,94
Δq	-4,17	-3,59	5%=-2,94	-7,24	-7,59	5%=-2,94
Δm	-6,54	-2,78	5%=-2,94	-12,68	-12,57	5%=-2,94

Nota: las pruebas para PIB (y), IPC (p), tasa cambio real (q), M1 (m) e inflación (π) incluyen una tendencia. Las pruebas para tasa de interés (i), tasa de interés real (r) y para las variables en diferencias no tienen tendencia.

esperada son mayores después de que el Banco Central de Chile se volvió independiente en 1990. Por ello, los datos parecen indicar que a partir de 1990 el Banco Central de Chile ha sido mucho más enérgico en combatir la inflación. Esto se tradujo en menor volatilidad de la tasa de inflación, pero también en un nivel de inflación inferior al proponerse, desde entonces, metas inflacionarias gradualmente menores cada año.

Por otro lado, las estimaciones muestran que cada vez que suben las expectativas de inflación las autoridades colombianas han permitido que la tasa de interés real *ex ante* baje. Más aún, no es posible probar empíricamente la presencia de cambios en este comportamiento después de 1992, cuando una nueva ley reformó el banco central de Colombia y le otorgó mayor independencia.

Estos resultados explican, al menos parcialmente, el éxito de Chile en reducir su tasa de inflación de 27% en 1990 a 6% en 1997. Las estimaciones también explican porqué en Colombia la reducción de la inflación ha tenido menos éxito, considerando que en 1997 aún se observó una tasa de inflación de 18%.

BIBLIOGRAFIA

Agenor P. y P. Montiel, 1996, *"Development Macroeconomics"* Princeton University Press, NJ.

Belaisch A. y C. Soto, 1998, "Empirical Regularities of the Chilean Business Cycle", Mimeo del Banco Central de Chile, abril.

Calvo, G., C. Reinhart y C. Vegh, 1995, "Targeting the Real Exchange Rate: Theory and Evidence", *Journal of Development Economics*, Vol. 47, pp. 97-133.

Carrasquilla A y R. Suescún, 1996; "Sobre el objetivo intermedio de la política monetaria en Colombia", *Debates de coyuntura económica* No.38, Fedesarrollo y Fundación Social, junio.

Clarida R. y M. Gertler, 1997; "How the Bundesbank Conducts Monetary Policy", en C. Romer y D. Romer, (eds), Reducing Inflation, Chicago: University of Chicago Press.

Clarida, R., J. Galí y M. Gertler, 1997a; "The Science of Monetary Policy", *Journal of Economic Literature*, próximamente. New York University Mimeo, septiembre.

Clarida, R., J. Galí y M. Gertler, 1997b; "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence", *European Economic Review*, próximamente. New York University Mimeo, noviembre.

Clarida, R., J. Galí y M. Gertler, 1997c; "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", New York University Mimeo, diciembre.

Cukierman, A., y F. Lippi, 1998; "Central Bank Independence, Centralization of Wage Bargaining, Inflation and Unemployment-Theory and Evidence", CEPR Discussion Paper 1847, marzo.

Echeverry, J. C., 1993; "Indicadores de política y canales de transmisión monetaria, Colombia 1975-1991", Ensayos sobre política económica, No.24, diciembre.

Echeverry, J. C., 1996; "Sobre la tasa de interés como instrumento de la política monetaria", *Debates de coyuntura económica No.38*, Fedesarrollo y Fundación Social, junio.

Echeverry, J. C. y M. Eslava, 1997; "Notas sobre la tasa de interés y la inflación en Colombia", *Borradores Semanales de Economía*, Banco de la República, No.78.

Eyzaguirre, N. y P. Rojas, 1995; "Las políticas monetaria y cambiaria en Chile durante los noventa. Condicionantes históricas, desarrollo y desafíos futuros", Banco Central de Chile, mimeo 1995.

Friedman, B. y K. Kuttner, "¿A Price-Level Target for U.S. Monetary Policy? Lessons from the Experience with Money Growth Targets", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996; pp. 17-125.

Fernández, F. y E. Mendoza, "Monetary Transmission and Financial Indexation: Evidence from the Chilean Economy", *International Monetary Fund*, 1994.

Goodfriend, M., 1991; "Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy", Carnegie-Rochester Series on Public Policy 34, pp. 7-30.

Magendzo, I., 1997; "La política monetaria en Chile en la década de los noventa: objetivos, herramientas e indicadores", Serie de Estudios Económicos No. 41, Banco Central de Chile.

Masson, P., M. Savastano y S. Sharma, 1997; "The Scope for Inflation Targeting in Developing Countries", IMF working paper 130, octubre.

Montenegro A., 1996; "Tasa de cambio y manejo macroeconómico", *Debates de coyuntura económica* No.40, Fedesarrollo y Fundación Social, diciembre.

Posada, C. E. y E. Trujillo,1998; "La tasa de interés "óptima"", Archivos de Macroeconomía DNP, No. 75, febrero.

Rudebusch, G., 1995; "Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure", *Journal of Monetary Economics*, Vol 35, pp. 245-274.

Steiner, R. (coordinador), 1995; La autonomía del Banco de la República: economía política de la reforma, Fedesarrollo.

Suescún, R.,1998; "Commodity Booms, Dutch Disease, and Real Business Cycles in a Small Open Economy", mimeo del Banco de la República de Colombia, marzo.

Svensson, L., 1992; "¿Why Exchange Rate Bands? Monetary Independence in Spite of Fixed Exchange Rates", Working Paper No. 4207, noviembre.

Svensson, L., 1997; "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets", European Economic Review, 41, pp.1111-1117, junio.

Svensson, L., 1998; "Open-Economy Inflation Targeting", Institute for International Economic Studies, Stockholm University, abril.

Taylor, J., 1995; "Discretion versus Policy Rules in Practice", Carnegie-Rochester Conference on Public Policy, 39, pp. 195-214.

Urrutia, M., 1995; "El agregado M3 y la política monetaria", Nota editorial, Revista del Banco de la República, octubre.

Velasco, A. y V. Guzzo, 1998; "The Case for a Populist Central Banker", New York University Mimeo, mayo.

Vergara, R., 1994; "Política Cambiaria en Chile: la experiencia de una década (1984-1994)", Estudios Públicos, 56, primavera.

Villar, L., 1996; "¿Deben bajar las tasas de interés? ¿Cómo lograrlo?", *Debates de coyuntura económica* No. 37, Fedesarrollo y Fundación Social, marzo.