

¿No importa la cantidad de dinero?: “*Inflation Targeting*” y la teoría cuantitativa

Carlos Esteban Posada P. *

Andrés Felipe García S.

Resumen

La literatura referente a los modelos de inflación y política monetaria anti-inflacionaria del tipo denominado “Inflation Targeting” (IT) ha reforzado una opinión popular: que la inflación tiene poca o ninguna relación con el aumento de la cantidad de dinero. Esta opinión es contraria a una de las más viejas teorías económicas: la teoría cuantitativa del dinero (TCD). En las siguientes páginas se establece la relación entre un modelo básico de IT y la TCD, y se aclaran un caso de irrelevancia de la cantidad de dinero: el de la “trampa de liquidez” o caso “keynesiano-radical”. Este caso se contrapone a los otros casos, que si son compatibles con la TCD. Por último, se reporta evidencia favorable a la hipótesis de pertinencia de la TCD para el caso colombiano reciente (1986: I – 2005:III).

Abstract

The literature related to the inflation targeting (IT) models has reinforced the following extended belief: the quantity of money does not matter to explain the inflation rate. This opinion is opposite to the quantity theory of money (QTM). This paper derives the relationships between the standard IT model and the QTM. According to the analysis there is only one case in which the increase in the quantity of money is not the cause of the inflation rate; this is the case of the “liquidity trap” or the Keynesian-radical one. Finally, we offer evidence about the relevance of the QTM for the Colombian case (1986:I – 2005:III).

Clasificación JEL: E40, E41, E52

Palabras claves: dinero, precios, *inflation targeting*, curva IS, curva de Phillips, tasa de interés, teoría cuantitativa del dinero.

* Investigador, Banco de la República. La sección 5 de este documento fue realizada con la coautoría de Andrés Felipe García S., estudiante de Economía de la Universidad de Antioquia en pasantía en el Banco de la República. Las opiniones contenidas en este escrito son de la responsabilidad exclusiva de sus autores y no comprometen, por tanto, al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Se agradecen los comentarios y sugerencias (no siempre acatados) de Luis Eduardo Arango, Javier Gómez, Martha López y Hernán Rincón a versiones anteriores, y las observaciones de José Darío Uribe, Hernando Vargas y los miembros de la Junta Directiva del Banco de la República a la presentación de un resumen de las primeras cuatro secciones de este artículo.

1. Introducción

Con la literatura relativa a “*Inflation Targeting*” (*IT*) y la creciente popularidad de los enfoques de política monetaria asociados a esta se ha ido reforzando, desde mediados de los años 90, la siguiente opinión: la cantidad de dinero carece de relevancia para el análisis de la inflación y la política monetaria.¹

Dicha opinión parece incompatible con la teoría cuantitativa del dinero (*TCD*). ¿Lo es la literatura de *IT*? No necesariamente, como se verá en las siguientes secciones.

La *TCD* afirma que el incremento del nivel de precios no depende, en el largo plazo, de la velocidad de circulación del dinero; sostiene que solo depende de la brecha entre los aumentos de la cantidad de dinero y del producto, y que el incremento del producto, en el largo plazo, no depende de la expansión monetaria.² Knut Wicksell, el precursor, a juicio de algunos, de la teoría que serviría de base de la *IT*, aceptó la *TCD* (al menos para el caso del dinero-oro y otras formas de “*outside money*”)³ aunque algunos neowicksellianos como Woodford la rechazan al proponer una teoría fiscal del nivel de precios.⁴

Aunque el principal objetivo de este documento, tal como se deduce de su título, es establecer las condiciones bajo las cuales los modelos *IT* pueden ser ó no compatibles con la *TCD*, una lectura demasiado rápida de éste podría generar una falsa impresión: que sus conclusiones descansan en suponer que la función de demanda de saldos reales de dinero es estable.⁵ En realidad, en ciertas ocasiones se hace tal supuesto, con el fin de hacer fácil la exposición de algunas ideas, pero lo único esencial para alcanzar el objetivo mencionado es aceptar la condición (válida por definición) de estabilidad de la velocidad deseada de circulación del dinero (el inverso de la demanda de saldos reales de dinero por unidad de producto) en situaciones de estado estable.

¹ Nelson (2002) constató el avance de esta opinión, y adoptó una actitud crítica frente a esta. De acuerdo con De Gregorio (2004) la variación de la tasa de aumento de la cantidad de dinero (sea medida con M1 o con M2) ha dejado de ser, desde fines de los años 70 y hasta el presente, un predictor adecuado de las variaciones de la tasa de inflación en países con tasas de inflación bajas según se desprende de su análisis econométrico de 49 países con tasas anuales de inflación menores a 6%.

² Sobre la *TCD* (y la ecuación cuantitativa del dinero), sus diferentes versiones, su historia, crítica y alcance empírico, véase Friedman (1989).

³ Wicksell (1907, 1965 y 1978). Tres interpretaciones relativamente recientes de la teoría de Wicksell se encuentran en Steiger (1989), Humphrey (1997) y Laidler (1998).

⁴ Lo cual implica suponer, en términos de la ecuación cuantitativa del dinero, que el nivel de precios depende, en el largo plazo, de la velocidad de circulación del dinero (McCallum y Nelson, 2006).

⁵ Mishkin y Savastano (2001) apoyaron su alegato a favor de la estrategia *IT versus* la estrategia de control de un agregado monetario afirmando que la demanda de saldos reales de dinero se ha mostrado inestable según estudios del caso de Estados Unidos realizados en los años 90. Pero en un artículo reciente Aksoy y Piskorski (2006) mostraron que la demanda real de dinero no ha sido, al parecer, inestable en Estados Unidos (desde 1966 hasta 1998) si las estimaciones se basan en cifras adecuadamente corregidas del dinero que efectivamente ha circulado dentro de Estados Unidos.

Este documento tiene otras cinco secciones además de la presente. En la sección 2 se presenta un modelo *IT* simplificado que sirve para aclarar las diferencias entre diversas posiciones doctrinales y entender en cual caso éste podría ser incompatible con la *TCD*. El modelo es estático porque tal característica es la más adecuada para aclarar el punto central del documento.⁶ La sección 3 hace explícita y justifica la relación existente (tal como se postula con el modelo de la sección 2) entre la expansión de la cantidad de dinero y la política del banco central de crear o mantener una brecha entre la tasa de interés observada y la tasa “natural” o neutral. Esta sección incluye una ilustración numérica basada en cifras del caso colombiano del trienio 2003-2005. La sección 4 presenta una clasificación de casos teóricos desde el punto de vista del modelo de la sección 2 y su relación con la *TCD*. La sección 5 presenta los resultados de un pequeño modelo de inflación en Colombia (1986-2005) basado en la *TCD* a manera de exposición de su vigencia. La sección 6 concluye.

2. El modelo *IT*

Sean las siguientes ecuaciones y variables:

$$(1) \quad y = -\varphi_1 [i - (r + \pi^e)] + \varphi_2 \mu; \quad \varphi_{i(i=1,2)} \geq 0$$

$$(2) \quad \pi = \pi^e + \lambda y; \quad \lambda \geq 0$$

$$(3) \quad i = \bar{i}$$

Siendo:

$y \equiv Y - Y^p$; Y : log del producto real observado; Y^p : log del producto real de equilibrio (supuestamente independiente de variables nominales).

$\mu \equiv m - x - \pi^e$; $m \equiv \frac{1}{M} \cdot \frac{dM}{dt}$; $x \equiv \frac{1}{Y^p} \cdot \frac{dY^p}{dt} M$: dinero nominal (tanto ofrecido como

observado); π : tasa observada de inflación; π^e : tasa esperada de inflación; i : tasa de interés nominal; \bar{i} : tasa de interés de política monetaria (la tasa asociada a las operaciones monetarias del banco central), r : tasa de interés real de equilibrio o estado estable (tasa “natural”). Por lo demás, las variables que definen brechas o excesos pueden tomar valores positivos o negativos.

⁶ Incorporar una dimensión dinámica (intertemporal) sería una complicación innecesaria. Nelson (2002) presentó un modelo *IT* dinámico y “microfundamentado”. Un examen comparativo de éste y del que se presenta a continuación permitirá al lector juzgar la pertinencia de hacer abstracción de las características referidas. De otra parte, el presente modelo incluye una variable exógena: la tasa esperada de inflación; por tanto, cabría una pregunta de lógica. ¿puede, un modelo, ser estático si una de sus variables es la expectativa, formada en el presente, sobre el valor futuro de una variable? La respuesta tradicional es “sí”, tal vez solo por simplicidad.

La ecuación (1) puede ser llamada “curva *IS*”⁷: la brecha de producto se supone dependiente (como es usual) de la diferencia entre la tasa de interés observada y la natural, adicionada esta última con la tasa esperada de inflación. De otra parte, podemos suponer que si fueran importantes las restricciones cuantitativas de crédito la variación del exceso monetario (μ) podría incidir de manera positiva sobre la brecha del producto (recuérdese que los agregados monetarios son “materia prima” de la oferta de crédito bancario) independientemente del efecto que tenga la tasa de interés. En una economía con distorsiones significativas en el mercado de crédito o en la cual, por ejemplo, las percepciones de riesgo de los banqueros no fluctúen de manera acorde con la diferencia entre las tasas de interés observada y natural tendría bastante relevancia empírica esta formulación de la *IS* cuyo efecto, por lo demás, podría ser equivalente al efecto “saldos reales de dinero” o efecto “riqueza” de la vieja discusión sobre los impactos del dinero y del nivel de precios en la demanda agregada.⁸

Más aún, de acuerdo con una conjetura avanzada por King (2001), los incrementos (decrementos) de la cantidad de dinero podrían tener un efecto positivo (negativo) sobre los precios de múltiples activos financieros (varios de ellos sustitutos imperfectos de los títulos negociados por el emisor en sus operaciones monetarias), más allá del impacto que sobre estos tengan las tasas de interés de intervención del banco central, como resultado de la reducción (aumento) de los costos de transacción de activos financieros inducida por la propia expansión (contracción) de la oferta monetaria. De ser esto significativo tendríamos que contar con un canal adicional de transmisión de la política monetaria sobre la demanda agregada. Este canal adicional recogería los efectos de la oferta monetaria sobre los precios de los activos financieros que contemplaron Friedman (1956) y Friedman y Schwartz (1963).⁹

⁷ Aunque tiene algo, como se verá a continuación, que la hace inusual.

⁸ Bernanke y Blinder (1988) propusieron un modelo IS-LM que incluía una variable de crédito, además de dinero y bonos, gracias al supuesto de sustituibilidad imperfecta entre crédito (bancario) y bonos, a fin de capturar el “canal del crédito”. Nelson (2002) mencionó que en países como Estados Unidos y Gran Bretaña un efecto monetario sobre la brecha de producto distinto al efecto de tasas de interés carece de significación pero que su inclusión en una curva *IS* podría tener alguna justificación teórica bajo ciertos supuestos de la función de utilidad. Gerlach y Svensson (2003) concluyeron que la brecha entre los saldos reales de dinero observados y los de equilibrio tiene un poder significativo de predicción de la inflación futura al examinar la experiencia de Europa occidental (específicamente, del área del *euro*) entre 1980 y 2001. A esta misma conclusión llegaron Carstensen *et al.* (2006) al ampliar el período muestral hasta el año 2003. De otra parte, con respecto al tema de la inclusión del efecto riqueza en la demanda agregada son bastante útiles los primeros capítulos de Sargent (1987) y el artículo de King (2001).

⁹ King (2001). En palabras de Friedman: “*The quantity theorists insist that a far wider range of assets and interest rates must be taken into account ...*” (Friedman 1989, p. 24).

La ecuación (2) es una forma específica, muy sencilla pero convencional, de una curva de Phillips ampliada con la tasa esperada de inflación.

Finalmente, mediante la ecuación (3) se expresa que la tasa de interés observada es igual a aquella que corresponde a las operaciones monetarias del banco central.

Las ecuaciones (1) y (3) en (2) implican que:

$$(4) \quad \pi = \pi^e - \lambda\varphi_1[\bar{i} - (r + \pi^e)] + \lambda\varphi_2(m - x - \pi^e)$$

Supóngase ahora (dejando para más tarde la discusión) que:

$$(5) \quad \mu = -\beta[\bar{i} - (r + \pi^e)] \quad \beta > 0$$

(5) en (4) implica que:

$$(6) \quad \pi = \left[1 - \lambda\left(\frac{\varphi_1}{\beta} + \varphi_2\right)\right]\pi^e + \lambda\left(\frac{\varphi_1}{\beta} + \varphi_2\right)(m - x)$$

En el estado de equilibrio estable: $\pi^e = \pi$; en tal caso:

$$(7) \quad \pi = m - x$$

La ecuación 7 es la expresión de la *TCD* (con la aclaración del párrafo siguiente) para el estado estable.

La discusión resumida en términos de las ecuaciones (4), (5), (6) y (7) tiene sentido económico bajo el siguiente supuesto: lo que es exógeno, en una perspectiva de mediano o largo plazo o bajo situaciones de estado estable (o en su entorno), es la tasa de aumento de la cantidad de dinero, en tanto que, bajo esas mismas perspectivas o situaciones, la tasa de interés nominal observada ($i = \bar{i}$) es endógena. Por ejemplo, si se quiere interpretar la historia monetaria o de la inflación parece pertinente suponer que la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero es exógena (o que, al menos, los parámetros de una función de oferta monetaria son exógenos, si es que una tal función se postula en el espacio dinero-tasa de interés y resulta compatible con la evidencia empírica¹⁰) y

¹⁰ Friedman (1989) contempló la posibilidad de una función de oferta monetaria pero no desarrolló la implicación de esta hipótesis, a saber: que en tal caso lo que puede explicar la variación de largo plazo del nivel de precios o de la tasa de inflación, dada la función de demanda de saldos reales de dinero, es un cambio permanente de uno o varios parámetros de la función de oferta monetaria. En el caso de dinero-oro (o de una mercancía producida con recursos escasos, bajo condiciones de competencia y que tuviera las propiedades de dinero) Ricardo observó que la cantidad que circula (o se transa) y su valor relativo son variables endógenas y dependen de los parámetros de sus funciones de oferta y demanda (para ponerlo en términos modernos): “*El oro y la plata, como los demás bienes, son valiosos únicamente en proporción a la cantidad de trabajo necesario para producirlos y llevarlos al mercado. ...La cantidad de dinero susceptible de ser utilizado en un país debe depender de su valor: si solo se utilizara el oro para la circulación de mercancías, se necesitaría una cantidad quince veces menor de la que se precisaría si se usara la plata para el mismo objeto. La circulación no puede ser nunca superabundante porque al disminuir su valor aumentará su cantidad en la misma proporción, e incrementando su valor disminuirá su cantidad...*” (Ricardo, 1959, p. 263).

arroja información valiosa sobre la verdadera política monetaria¹¹ pues tarde o temprano la tasa de interés se comporta como los demás precios: tiende a ser flexible, respondiendo a factores de oferta y demanda.

¿Cuál es el significado de la ecuación (5)? La sección siguiente procura responder de manera detallada tal pregunta. Por el momento puede ser útil esta aclaración: supóngase que son dadas la tasa natural de interés (r), la tasa esperada de inflación (π^e) y la tasa observada de inflación (π), y supóngase también que la demanda de saldos reales de dinero depende inversamente de la tasa de interés nominal y que la función de demanda de dinero es estable. En tal caso reducir (aumentar) la tasa de interés nominal es una política de aumentar (reducir) la oferta monetaria e inducir aumentos (reducciones) de la cantidad demandada de dinero, y, dada una trayectoria previa del dinero, esto equivale a aceleraciones (desaceleraciones) de la tasa de aumento de la cantidad de dinero (m) y, por ende, del indicador de exceso monetario (μ).

Por tanto, la ecuación (5) sintetiza el resultado de la operación del mercado monetario y puede entenderse como la forma resumida de un modelo de oferta y demanda de dinero, dados r , π^e y π .

El sentido de la ecuación (5) puede entenderse mejor leyendo lo siguiente:

“Wicksell distinguishes between the natural rate of interest (natürliche Kapitalzins), or the rate of interest that would be determined by supply and demand if actual capital goods were lent without the mediation of money, and the money rate of interest (Geldzins), or the rate of interest that is demanded and paid for loans in money or money substitutes. The money rate of interest and the natural rate of interest need not necessarily coincide, since it is possible for the banks to extend the amount of their issues of fiduciary media as they wish and thus to exert a pressure on the money rate of interest that might bring it down to the minimum set by their costs. Nevertheless, it is certain that the money rate of interest must sooner or later come to the level of the natural rate of interest, and the problem is to say in what way this ultimate coincidence is brought about.”
(von Mises, 1989, pp. 393-4).

Pero hay una manera contemporánea de interpretar la ecuación (5): esta puede entenderse como una regla de política monetaria o una “función de reacción” de la autoridad monetaria. En efecto, es fácil deducir que esta ecuación implica que:

¹¹ Como lo mostraron Aksoy y Piskorski (*op.cit.*) para el caso de Estados Unidos del período 1965-1998.

$$(5a) \quad \bar{i} = r + \left(\frac{1+\beta}{\beta} \right) \pi^e - \left(\frac{1}{\beta} \right) (m-x);$$

⇒

$$\frac{\partial \bar{i}}{\partial \pi^e} = \left(\frac{1+\beta}{\beta} \right) > 1$$

$$\frac{\partial \bar{i}}{\partial (m-x)} = -\frac{1}{\beta} < 0$$

Es decir, la autoridad monetaria establece la tasa de interés teniendo en cuenta, por un lado, dos factores que tienen incidencia positiva: la tasa “natural” y la tasa esperada de inflación (y reacciona ante un aumento de la tasa esperada de inflación aumentando aún más la tasa de interés, como lo exigen los modelos *IT* convencionales que incorporan la tendencia a la estabilización de la tasa de inflación¹²), y, por otro lado, un objetivo de otorgar “liquidez”; este último objetivo sostiene una relación inversa con la tasa de interés que establece la autoridad monetaria.

3. El mercado monetario, la brecha entre las tasas de interés observada y natural y las cifras colombianas del trienio 2003-2005

La demanda de saldos reales de dinero, que se denominará L a continuación, es una función de dos variables: a) el consumo real (que podemos suponer igual al producto real permanente), cuyo efecto sobre L es positivo, y b) la tasa de interés nominal, siendo su efecto negativo¹³:

$$(8) \quad L = L(Y^P, i)$$

Es directo deducir de la ecuación (8) que:

$$(8a) \quad \hat{L} = E_Y \cdot x + E_i \cdot \hat{i}; \quad E_Y \equiv \frac{Y^P}{L} \cdot \frac{\partial L}{\partial Y^P} > 0; \quad E_i \equiv \frac{i}{L} \cdot \frac{\partial L}{\partial i} < 0$$

El acento circunflejo indica la tasa de crecimiento de una variable, excepto para la tasa de crecimiento del producto potencial que se seguirá denominando x .

El equilibrio del mercado monetario se expresa como la igualdad entre la oferta y la demanda de saldos reales:

¹² Con respecto a “reglas de Taylor” y otras reglas alternativas de política monetaria (todas ellas llamadas “funciones de reacción” de la autoridad monetaria) véase López (2004). En este artículo la autora mostró que si la regla de política monetaria de un modelo *IT* calibrado con datos de la economía colombiana consiste en una función para la tasa de interés que dependa, *ceteris paribus*, de la tasa esperada de inflación con un coeficiente de sensibilidad de magnitud en el rango 1,5 – 2 se puede esperar que: a) la tasa de inflación tienda a un nivel de estado estable y b) que la regla genere el mínimo valor de una función de pérdida de la sociedad, siendo esta igual al valor presente de la suma de las brechas de producto y de inflación (con respecto a la meta) y de la variabilidad de la tasa de interés.

¹³ Walsh (1998, cap. 2).

$$\frac{M}{P} = L$$

Por tanto, el equilibrio del mercado monetario, expresado en términos de tasas de crecimiento, y al utilizar la ecuación (8a), implica que:

$$m - \pi = E_Y \cdot x + E_i \cdot \hat{i}$$

De otra parte, es usual considerar que la elasticidad de la demanda de dinero real al consumo (ingreso permanente) es unitaria ($E_Y = 1$).¹⁴ Bajo esta hipótesis, el equilibrio del mercado monetario se expresa así:

$$m - x - \pi = E_i \cdot \hat{i}$$

Por tanto:

$$m - x - \pi - \pi^e = E_i \cdot \hat{i} - \pi^e$$

Pero el lado izquierdo es, por definición, $\mu - \pi$

Es decir:

$$\mu - \pi = E_i \cdot \hat{i} - \pi^e \Rightarrow$$

$$\mu = E_i \cdot \hat{i} + (\pi - \pi^e)$$

$$\text{Pero, por hipótesis, } \mu = -\beta[\bar{i} - (r + \pi^e)]$$

Así que:

$$(9) \quad \mu = E_i \cdot \hat{i} + (\pi - \pi^e) = -\beta[\bar{i} - (r + \pi^e)]$$

En consecuencia, la ecuación (9) (es decir, la hipótesis (5) conjuntamente con las hipótesis convencionales de equilibrio del mercado monetario y de demanda de saldos reales de dinero) implica que si hay exceso monetario (positivo o negativo, es decir, si: $\mu \neq 0$) es porque está variando la tasa de interés observada ($\hat{i} \neq 0$) o porque las expectativas de inflación difieren de la inflación observada, y también que, en cualquiera de estos dos casos, la autoridad monetaria ha creado (o permitido) una brecha entre la tasa observada de interés y la suma de las tasas natural de interés y esperada de inflación.

La ecuación (9) muestra la relación existente entre la elasticidad-interés de la demanda de saldos reales de dinero y el parámetro β . Tal relación se hace especialmente nítida cuando no hay sorpresas inflacionarias ($\pi = \pi^e$); en tal caso:

$$(9a) \quad \beta = -E_i \cdot \frac{\hat{i}}{\bar{i} - (r + \pi^e)}$$

¹⁴ Walsh (*op. cit.*, p. 60).

Finalmente, la ecuación (9) implica que en situación de exceso monetario nulo, y en ausencia de errores de expectativas de inflación (y para valores finitos de β), no se observan brechas entre las tasas de interés de mercado y natural (adicionada esta última por la expectativa de inflación) ni, por tanto, se registran variaciones de la tasa de interés nominal.

Para ilustrar con un ejemplo la ecuación (9) se puede recurrir a cifras del caso colombiano. La tabla 1 presenta las tasas de crecimiento de la cantidad de dinero (M3), del nivel de precios (al consumidor, IPC) y del producto real, y los niveles medios de la tasa de interés cobrada por el Banco de la República en sus operaciones rutinarias de expansión monetaria (“subastas de expansión”), una *proxy* de \bar{i} , a lo largo del trienio 2003-2005.

Tabla 1. Variación porcentual anual de dinero, producto y precios, y tasa de interés del Emisor (2003-2005)				
	M3 ⁽¹⁾	PIB real ⁽¹⁾	IPC ⁽¹⁾	Tasa de interés (%) ⁽²⁾
2003	11,2	3,9	7,1	6,9
2004	13,4	4,8	5,9	6,8
2005	17,6	5,1	5,0	6,4
Promedio	14,1	4,6	6,0	6,7

(1): basado en promedios trimestrales. (2): promedio simple anual de las tasas fijadas en subastas de expansión.
Fuentes: Banco de la República y DANE.

Suponiendo que en el trienio 2003-2005 la tasa esperada de inflación fue igual a la tasa observada y que, en promedio, la tasa de crecimiento observada del PIB real fue igual a la del producto potencial, se puede deducir que, también en promedio, el exceso monetario (μ) fue 3,5%, y, de acuerdo con la ecuación (9), en el caso en el cual no hay errores significativos de expectativas de inflación, $3,5\% = -\beta[\bar{i} - (r + \pi)]$. Por tanto:

$$\beta = \frac{3,5\%}{(r + \pi) - \bar{i}}$$

A lo largo del trienio 2003-2005 la tasa de interés fijada por la autoridad monetaria en las subastas rutinarias de expansión monetaria (\bar{i}) fue, en promedio, 6,7% anual. Si suponemos que la tasa de interés real natural (r) fue 6,5%¹⁵, y dado que la tasa media de inflación fue 6%, entonces la diferencia entre la tasa natural adicionada por la

¹⁵ 6,65% anual fue la tasa real de interés de largo plazo (1905-1997) calculada por GRECO (2002, cap. 6, p. 185).

inflación y la tasa fijada por las autoridades fue 5,3%, una brecha positiva que significó un exceso monetario.

Además, lo anterior implica estimar, para este trienio, un valor medio del parámetro β igual a 0,66 (positivo pero finito). Bajo el supuesto de igualdad entre las tasas esperada y observada de inflación éste sería también el valor absoluto de la elasticidad-interés de la demanda de dinero real en el período 2003-2005 según la ecuación (9).

4. Casos particulares y general

En esta sección se utiliza el modelo (el conjunto de ecuaciones (1) a (7)) para un ejercicio de “taxonomía doctrinal” consistente en hacer referencia a cuatro casos en el marco de este modelo: a) “wickselliano”, b) “MA” (“monetarista-antiguo”), c) “KR” (“keynesiano radical”) y d) general. Estos apelativos quizás sean injustos (e injustificados) pero son prácticos.

El caso “wickselliano” consiste en suponer $\varphi_2 = 0$, y $\beta > 0$; β *finito*. Esto, obviamente, es compatible con la ecuación (7), que corresponde al equilibrio estable. El nombre asignado a este caso obedece simplemente al reconocimiento de Wicksell como uno de los líderes de la teoría de las inflaciones (y deflaciones) asociadas a políticas bancarias de tasas de interés “artificiales”.¹⁶

El caso “MA” consiste en suponer $\varphi_1 = 0$; esto también es compatible con la ecuación (7). Este apelativo solo alude al hecho de que las primeras versiones de la TCD (como la de Jean Bodin) no hicieron referencia a los temas de crédito y tasa de interés.¹⁷

El caso “KR” implica, en primer lugar, suponer $\beta \rightarrow \infty$, es decir, suponer que no hay ninguna relación entre μ e $\bar{i} - (r + \pi^e)$, como lo implicaría una “trampa de liquidez”, y, además, suponer $\varphi_2 = 0$. Aquí cabe hacer énfasis en que este caso exige un nombre con el adjetivo “radical” pues el mismo Keynes lo consideró como extremo (indicando que tal vez sólo en Estados Unidos en ciertos momentos de 1932 pudo haberse dado algo casi parecido [Keynes 1951, pp. 200-1]).

El caso general reúne los casos wickselliano y MA ($\varphi_{i(i=1,2)} > 0$; $\beta > 0$; β *finito*). Es, entonces, compatible con la TCD.

Por tanto, lo único incompatible con la TCD es el caso “keynesiano radical”, definido así: $\varphi_2 = 0$; $\beta \rightarrow \infty$.

¹⁶ Schumpeter (1954, pp. 1117 y ss.) expone el aporte de Wicksell y lo recogido por éste de sus antecesores.

¹⁷ Sobre esto véase Schumpeter (*op. cit.*, pp. 311 y ss.).

5. Un modelo cuantitavista de la inflación en Colombia (1986:I – 2005:III) ¹⁸

Las secciones anteriores muestran de una manera general el alcance y las limitaciones eventuales de los modelos *IT* desde el punto de vista de la *TCD*, y las relaciones posibles entre aquellos y esta. Pero cabe la pregunta: ¿es relevante la *TCD* para el caso colombiano actual? En esta sección ofrecemos una respuesta afirmativa.

Nuestro punto de partida es la ecuación cuantitativa del dinero:

$$(10) \quad MV = PY$$

Siendo M la cantidad observada de dinero (y suponemos que esta es igual tanto a la ofrecida como a la demandada), que en el análisis empírico será medida por el agregado $M3$ ¹⁹, V la velocidad –ingreso de circulación del dinero, P el nivel general de precios (medido acá por el IPC) y Y el ingreso (aproximado por el PIB real).

En términos de tasas de variación por período, de la ecuación 10 se deduce que:

$$(11) \quad m_t + v_t = \pi_t + y_t$$

Las variables de (11) se miden, en lo que sigue, como las tasas mensuales anualizadas de variación de los promedios trimestrales de los agregados ya mencionados.

Si suponemos que la tasa de crecimiento de la velocidad (deseada y observada) de circulación del dinero depende del cambio de la tasa esperada de inflación, y que tal cambio equivale a la diferencia entre la inflación (anualizada) del trimestre anterior y la de un año atrás, es decir, si suponemos que:

$$(12) \quad v_t = \alpha_0 + \alpha_1(\pi_{t-1} - \pi_{t-5}) + \varepsilon_t; \quad \alpha_0 \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} 0; \quad \alpha_1 > 0; \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$$

Resulta que:

$$(13) \quad z_t \equiv \pi_t - m_t + y_t = v_t = \alpha_0 + \alpha_1(\pi_{t-1} - \pi_{t-5}) + \varepsilon_t$$

Para entender el sentido de la hipótesis (12) conviene recordar que la velocidad deseada de circulación del dinero es igual al inverso de la demanda de saldos reales de dinero por unidad de ingreso. Bajo la hipótesis de que la elasticidad-ingreso de tal demanda es unitaria, supuesto que también se hizo en la sección anterior, entonces la teoría convencional de la demanda de dinero real nos dice que esta depende inversamente de la tasa de interés nominal (el costo de oportunidad de conservar dinero, hipótesis requerida para la ecuación (8)). Si, siguiendo a Cagan (1956), suponemos que la variable que domina el costo de oportunidad de dinero es la tasa esperada de inflación, y

¹⁸ El coautor de esta sección es Andrés Felipe García S.

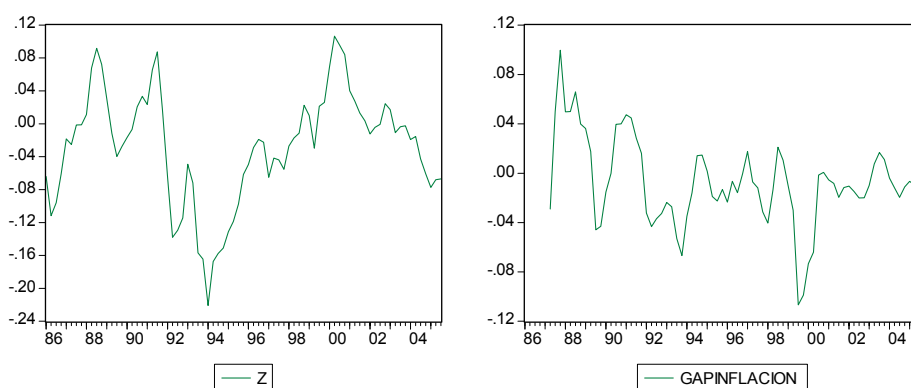
¹⁹ M3 es la suma de M1 (medios de pago o efectivo fuera de bancos más depósitos en cuentas corrientes) y de otros pasivos del sistema financiero sujetos a encaje.

que esta se determina “mirando hacia atrás”, se deduce que los cambios en la inflación pasada explican (con signo negativo) las variaciones de la demanda de saldos reales de dinero y, por ende, explican (con signo positivo) los cambios de la velocidad (deseada) de circulación del dinero.²⁰

La ecuación (12) recoge las hipótesis anteriores y, además, supone que la variación de la velocidad (deseada y observada) puede explicarse también por un componente exógeno (positivo o negativo) que podría recoger efectos de cambios tecnológicos o institucionales (impuestos, evasión de pesquisas penales, etc.) sobre el uso del dinero.

La ecuación (13) es susceptible de contrastación empírica. Para tal fin se estimó un modelo (mínimos cuadrados ordinarios, MCO) para el periodo 1986:I – 2005:III (frecuencia trimestral) con dos *dummies* (D_1 y D_2) para corregir los efectos de cambios “estructurales” no persistentes.²¹ Las dos secciones del gráfico 1 muestran los comportamientos temporales de las variables dependiente (z_t) e independiente ($\pi_{t-1} - \pi_{t-5}$) (llamada *gapinflacion*)

Gráfico 1. Las variables de la ecuación 13: z_t y $\pi_{t-1} - \pi_{t-5}$



Para cada caso se realizaron las pruebas de raíz unitaria ADF-GLS y se obtuvieron resultados en contra de dicha hipótesis (y a favor de no rechazar la hipótesis de “estacionariedad”) por lo cual se puede aplicar el método MCO. No obstante este resultado no parece claro en términos del gráfico para el caso de z_t ; por lo tanto se construyó un modelo auto-regresivo que da evidencia de ello. En el Anexo se presentan los resultados de estas pruebas para las variables z_t y $\pi_{t-1} - \pi_{t-5}$ (*gapinflacion*).

²⁰ En la actualidad es usual encontrar estimaciones de funciones de demanda de dinero real que incluyen la tasa de inflación como elemento importante del costo de oportunidad de dinero (véase, por ejemplo, Brand *et al.* 2002).

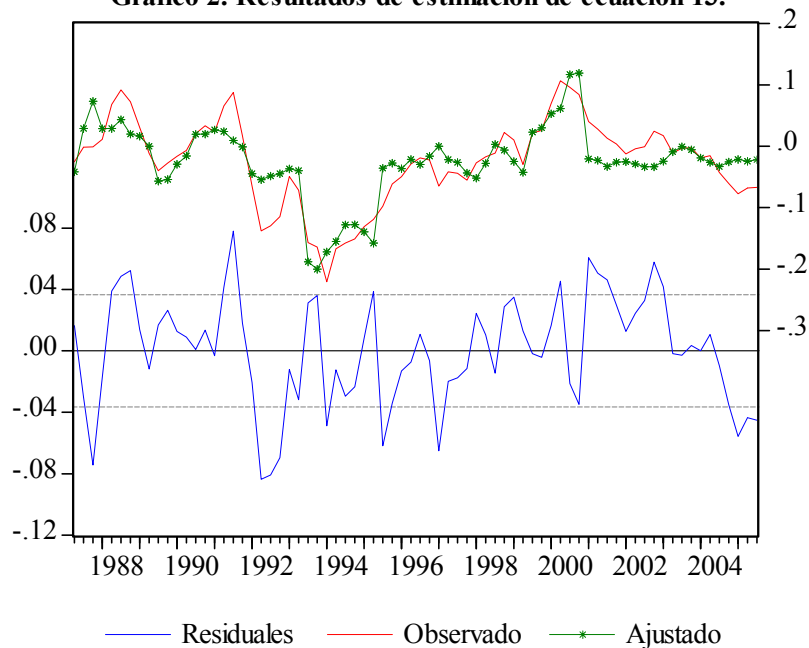
²¹ D_1 toma el valor 1 en el periodo 1993:III - 1995:II, de resto toma el valor 0; D_2 toma el valor 1 en 1999:III - 2000:IV, de resto toma el valor 0. No fue necesario hacer correcciones por estacionalidad.

Con esta información se construyó el modelo por MCO (haciendo la corrección de Newey-West para residuales robustos) y se obtuvieron los siguientes resultados (Tabla 2 y gráfico 1)²²:

Tabla 2. Estimación de la ecuación (13).

Variable dependiente	Z			
Método	Minimos Cuadrados Ordinarios			
Muestra (ajustada)	1987:2 - 2005:3			
Observaciones incluidas	74 luego de ajuste			
Corrección de heterocedasticidad y correlación serial - Newey West (rezago de truncación:3)				
Variables	Coefficiente	Desviación Estandar	Estadístico-t	Valor_p
Gapinflacion	0,8927	0,2200	4,0581	0,0001
Dummy I	-0,1251	0,0153	-8,2008	0,0000
Dummy II	0,1340	0,0187	7,1694	0,0000
Constante	-0,0156	0,0073	-2,1480	0,0352
R Cuadrado	0,7319	Media de la variable dependiente		-0,0248
R Cuadrado ajustado	0,7205	Desv. Est. Variable dependiente		0,0691
Desv. Est. Regresión	0,0365	Criterio de información Akaike		-3,7272
Suma de residuales al cuadrado	0,0935	Criterio de información Schwarz		-3,6026
Logaritmo de la verosimilitud	141,9072	Estadístico F		63,7116
Estadístico Durbin-Watson	0,9426	Valor_p (Estadístico F)		0,0000

Gráfico 2. Resultados de estimación de ecuación 13.

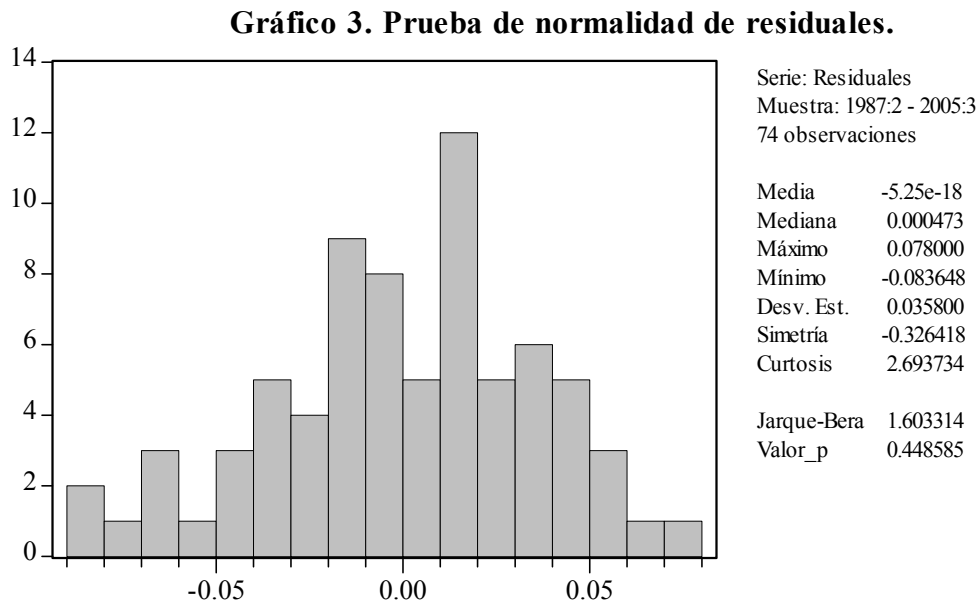


Los resultados de la regresión apoyan la hipótesis de que la variación de la velocidad de circulación del dinero depende del cambio observado en la tasa de inflación ($\pi_{t-1} - \pi_{t-5}$). El hecho de que este factor tenga un coeficiente menor a uno ($\alpha_1 \approx 0,893$) indica que es un ajuste que no persiste indefinidamente en el tiempo; en otras palabras, la variación de la velocidad tiene un componente de largo plazo

²² El período muestral reportado en la tabla 2 es mas corto por la construcción de la variable *Gapinflacion* (que exigió sacrificar los primeros 5 trimestres).

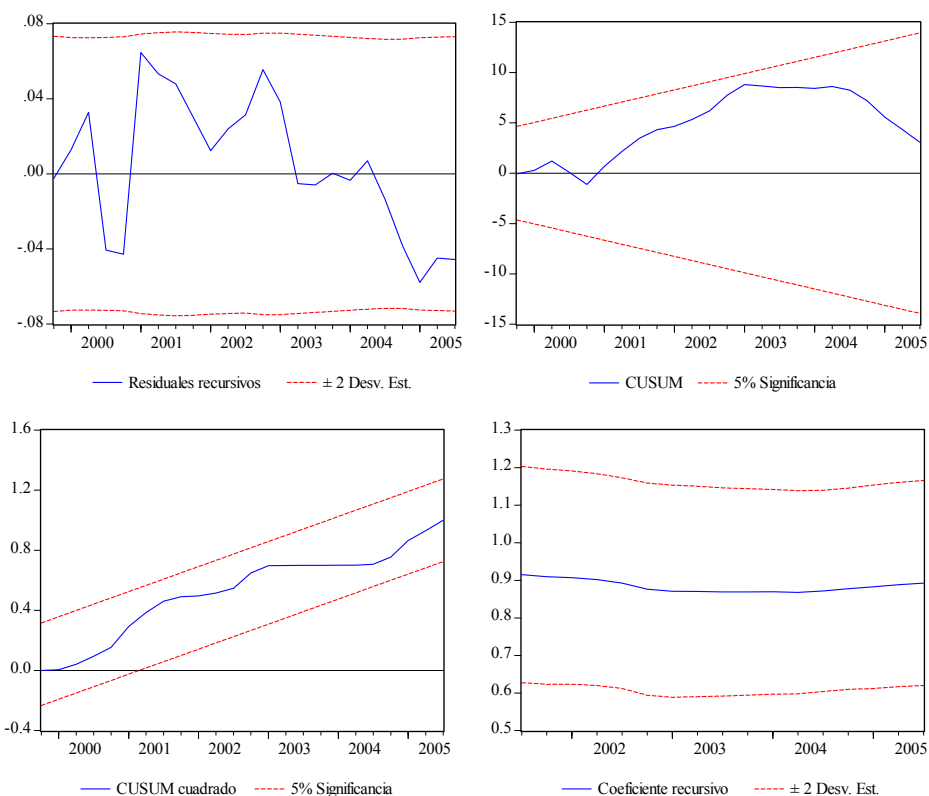
($\alpha_0 \approx -0,016$) y un componente de corto plazo determinado por el cambio observado de la inflación.

Los resultados parecen confiables a juzgar por las pruebas de buen ajuste que, en su orden son: prueba de normalidad en los residuales, y pruebas de estabilidad (residuales recursivos, CUSUM, CUSUM cuadrado y coeficientes recursivos) (gráficos 3 y 4).



Si la variable independiente fuera $\pi_{t-2} - \pi_{t-6}$ los resultados serían sustancialmente similares (en términos de órdenes de magnitud, normalidad de residuales y de estabilidad, y de pruebas univariadas de estacionariedad) aunque el coeficiente α_0 tendría un mayor valor, -0,01, y el coeficiente α_1 sería menor: 0,662. Si, en cambio, la variable independiente se midiera así: $\pi_{t-1} - \frac{1}{n} \sum_{i=2}^{n+1} \pi_{t-i}$ (lo que se acerca más a la hipótesis de expectativas adaptativas [Sargent 1987, cap. V.]), entonces los resultados también serían similares (en los términos anteriores, y α_0 también sería similar al reportado en la tabla 2) pero el coeficiente α_1 , en este caso (con $n = 5$), sería 1,24 (y también significativo). Aunque este último resultado no contradice los supuestos de modelo (11), (12) y (13), parece demasiado alto.

Gráfico 4. Pruebas de estabilidad



De este ejercicio se deduce que, en Colombia, a lo largo del periodo 1986-2005, el efecto del exceso de crecimiento monetario ($m_t - y_t$) sobre la tasa de inflación no ha sido lineal ni unitario, como lo prediría la teoría cuantitativa del dinero si se supusiera una velocidad de circulación del dinero constante; que tal efecto fue modificado de una manera significativa por las variaciones de la velocidad de circulación del dinero y, lo más importante, que cuando está aumentando la inflación la velocidad de circulación se acelera acentuando las presiones inflacionarias sobre la tasa actual de inflación, y, simétricamente, que cuando está cayendo la inflación (como ha sucedido en los últimos 15 años y, de una manera más intensa, en los últimos 8 años), la velocidad de circulación cae (la demanda por saldos reales de dinero aumenta) reforzando la caída de la inflación o, al menos, impidiendo que la expansión de la oferta real de dinero se traduzca en un aumento contemporáneo de la inflación. En tales términos aplicamos la versión de Cagan (1956) de la teoría cuantitativa del dinero, que él utilizó para analizar las hiperinflaciones en Europa central en el período de entreguerras, al caso colombiano reciente.

La implicación de lo anterior en materia de política monetaria es directa: si los agentes económicos dejan de prever caídas de la tasa de inflación la velocidad de circulación del dinero dejará de caer y, en tal caso, la expansión monetaria tendrá efectos proporcionales sobre la tasa de inflación o más que proporcionales si la velocidad comienza a aumentar.

6. Conclusiones

El modelo *IT* tiene, entre otros, los siguientes tres supuestos básicos: a) la tasa de inflación depende de la brecha de producto; b) la brecha de producto depende de la diferencia entre la tasa de interés observada y la “neutral” y c) la tasa de interés observada en el mercado es una variable de control de la autoridad monetaria (o depende de la tasa de interés que esta controla). Aún si se aceptan estas tres hipótesis básicas no puede concluirse que la TCD es inválida o inútil. La sección 2 demuestra que si la ecuación de la brecha de producto del modelo *IT* incluye una variable *proxy* de exceso monetario o si se adiciona el modelo con una ecuación que establezca la relación entre la brecha de tasa de interés y el exceso monetario, á la Wicksell, entonces el equilibrio estable del modelo *IT* será el correspondiente al de la TCD.

De otra parte, si hay restricciones cuantitativas de crédito o si hay activos financieros cuyas tasas de rendimiento tienen variaciones relativas diferentes a las de las tasas de interés de las operaciones monetarias del emisor (esto es, si hay activos que son sustitutos imperfectos de los títulos que subasta el banco central) o si hay costos de transacción susceptibles de variación cuando se modifica el saldo real de dinero, un modelo que incorpore de manera explícita el dinero (o su tasa de variación) puede ser superior, en términos de relevancia para decisiones de política monetaria (y para diversos análisis académicos), a uno que carezca de variables que sean agregados monetarios.

Finalmente, no encontramos evidencia de que la teoría cuantitativa del dinero pueda juzgarse inválida para analizar el caso colombiano reciente (1986 – 2005); más bien encontramos lo contrario si aplicamos la versión de Cagan (1956).

Referencias

- Aksoy, Y., y T. Piskorski. 2006. U. S. domestic money, inflation and output. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, No. 2.
- Bernanke, B., y A. Blinder. 1988. Credit, Money, and Aggregate Demand. *The American Economic Review*, Vol 78, No. 2.

- Brand, C., D. Gerdesmeier y B. Bofia. 2002. Estimating the trend of M3 income velocity underlying the reference value for monetary growth. *Occasional Paper Series*, No. 3, European Central Bank (mayo)
- Cagan, P. 1956. The Monetary Dynamics of Hyperinflation. En *Studies in the Quantity theory of Money* (M. Friedman, editor). The University of Chicago Press.
- Carstensen, K., J. Hagen, O. Hossfeld, y A. Salazar. 2006. Money Demand and Money Overhang in the Four Largest EMU Countries. Working Paper. Kiel Institute for the World Economy (febrero).
- De Gregorio, J. 2004. Rapid Growth of Monetary Aggregates and Inflation: The International Evidence. *Documentos de trabajo*, No. 256, Banco Central de Chile.
- Friedman, M. 1956. The Quantity Theory of Money - A Restatement. En *Studies in the Quantity Theory of Money* (M. Friedman, editor). The University of Chicago Press.
- Friedman, M. 1989. Quantity Theory of Money. *The New Palgrave. Money*. (J. Eatwell, M. Milgate, P. Newman, editores). The Macmillan Press.
- Friedman, M., y A. Schwartz. 1963. *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. NBER – Princeton University Press.
- Gerlach, S., y L. E. O. Svensson (2003). Money and inflation in the *euro* area: A case for monetary indicators? *Journal of Monetary Economics*, No. 50.
- GRECO (Grupo de Estudios del Crecimiento Económico). 2002. *El crecimiento económico colombiano en el siglo XX*. Banco de la República – Fondo de Cultura Económica.
- Humphrey, T. 1997. Fisher and Wicksell on the Quantity Theory. *Economic Quarterly* (Federal Reserve Bank of Richmond), Vol. 83, No. 4.
- Keynes, J. M. 1951. *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*. (Tercera edición en español, basada en la primera edición inglesa de 1936). Fondo de Cultura Económica.
- King, M. 2001. No Money, No Inflation – The Role of Money in the Economy. *Économie internationale*, Vol. 88.
- Laidler, D. 1998. Tres variaciones del modelo de doble tasa de interés. *Revista de Economía* (segunda época, Banco Central del Uruguay), Vol. V, No. 1.
- López, M. R. 2004. Efficient Policy Rule for Inflation Targeting in Colombia. *Ensayos sobre política económica*, No. 45.

- McCallum, B., y E. Nelson. 2006. Monetary and Fiscal Theories of the Price Level: The Irreconcilable Differences. *NBER Working Paper* 12089 (marzo).
- Mishkin, F., y M. Savastano. 2001. Monetary Policy Strategies for Emerging Market Countries: Lessons from Latin America. Documento de “Current Issues in Emerging Market Economies”, Seventh Dubrovnik Economic Conference, Croacia (junio).
- Nelson, E. 2002. The Future of Monetary Aggregates in Monetary Policy Analysis. Documento presentado en *Carnegie-Mellon Conference*. Noviembre.
- Ricardo, D. 1959. *Principios de Economía Política y Tributación*. Primera edición en español basada en la edición inglesa de P. Sraffa, de 1950, basada a su vez en la tercera edición (de J. Murray) de 1821.
- Sargent, T. 1987. *Macroeconomic Theory* (2ª. Edición). Academic Press.
- Steiger, O. 1989. Monetary Equilibrium. *The New Palgrave. Money*. (J. Eatwell, M. Milgate, P. Newman, editores). The Macmillan Press.
- Schumpeter, J. S. 1954. *History of Economic Analysis*. Oxford University Press.
- von Mises, L. 1980. *The Theory of Money and Credit*. LibertyClassics (primera edición en inglés de 1934 basada en la edición original alemana).
- Walsh, C. 1998. *Monetary Theory and Policy*. The MIT Press.
- Wicksell, K. 1907. The Influence of the Rate of Interest on Prices. *The Economic Journal*. Vol. 17, No. 66.
- Wicksell, K. 1965. *Interest and Prices*. A. Kelly Publishers (primera edición en inglés de 1936 basada en la edición alemana).
- Wicksell, K. 1978. *Lectures on Political Economy*. A. Kelly Publishers (primera edición en inglés de 1935 basada en la edición alemana).

Anexo. Pruebas de hipótesis

1. Pruebas para Z

Hipótesis nula: Z tiene raíz unitaria

Variables exógenas: Constante

Longitud de rezago: 1

		Estadístico
Prueba estadística Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS		-2,7180
Valores críticos	Nivel 1%	-2,5953
	Nivel 5%	-1,9451
	Nivel 10%	-1,6140

Prueba DF-GLS

Variable dependiente: D(Residuales de GLS)

Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios

Muestra (ajustada): 1986:3 - 2005:3

Número de observaciones: 77 luego de ajuste

Variable	Coficiente	Desv. Est.	Estadístico t	Valor_p
GLSRESID(-1)	-0,1257	0,0462	-2,7180	0,0082
D(GLSRESID(-1))	0,3293	0,1070	3,0771	0,0029
R cuadrado	0,1559	Media variable dependiente		0,0006
R cuadrado ajustado	0,1447	Desv. Est. Variable dependiente		0,0310
Desv. Est. Regresión	0,0287	Criterio de información Akaike		-4,2397
Suma residuales cuadrados	0,0617	Criterio de información Schwarz		-4,1788
Logaritmo verosimilitud	165,2279	Estadístico Durbin - Watson		1,9621

Variable dependiente	Z			
Método	Mínimos Cuadrados Ordinarios			
Muestra (ajustada)	1986:2 - 2005:3			
Observaciones incluidas	78 luego de ajuste			
Corrección de heterocedasticidad y correlación serial - Newey West (rezago de truncación:3)				
Variables	Coficiente	Desviación Estandar	Estadístico-t	Valor_p
AR(1)	0,8963	0,0479	18,7298	0,0000
Constante	-0,0275	0,0398	-0,6923	0,4908
R Cuadrado	0,8028	Media de la variable dependiente		-0,0272
R Cuadrado ajustado	0,8002	Desv. Est. Variable dependiente		0,0686
Desv. Est. Regresión	0,0306	Criterio de información Akaike		-4,1060
Suma de residuales al cuadrado	0,0714	Criterio de información Schwarz		-4,0456
Logaritmo de la verosimilitud	162,1356	Estadístico F		309,5056
Estadístico Durbin-Watson	1,3666	Valor_p (Estadístico F)		0,0000
Raíz del polinomio característico	0,9000			

2. Pruebas para *Gapinflacion*

Hipótesis nula: <i>Gapinflacion</i> tiene raíz unitaria				
Variables exógenas: Constante				
Longitud de rezago: 4				
				Estadístico
Prueba estadística Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS				-2,6072
Valores críticos	Nivel 1%			-2,5989
	Nivel 5%			-1,9455
	Nivel 10%			-1,6137
Prueba DF-GLS				
Variable dependiente: D(Residuales de GLS)				
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios				
Muestra (ajustada): 1988:3 - 2005:3				
Número de observaciones: 79 luego de ajuste				
Variable	Coficiente	Desv. Est.	Estadístico t	Valor_p
GLSRESID(-1)	-0,2123	0,0814	-2,6072	0,0113
D(GLSRESID(-1))	0,3331	0,1051	3,1699	0,0023
D(GLSRESID(-2))	-0,0826	0,1062	-0,7779	0,4395
D(GLSRESID(-3))	0,1460	0,0993	1,4696	0,1465
D(GLSRESID(-4))	-0,3420	0,0975	-3,5052	0,0008
R cuadrado	0,3937	Media variable dependiente		-0,0008
R cuadrado ajustado	0,3558	Desv. Est. Variable dependiente		0,0215
Desv. Est. Regresión	0,0172	Criterio de información Akaike		-5,2066
Suma residuales cuadrados	0,0191	Criterio de información Schwarz		-5,0448
Logaritmo verosimilitud	184,6311	Estadístico Durbin - Watson		1,8528