



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

Dinero, Inflación y Tasas de Interés: ¿Cambia el Vínculo Cuando Cambia el Instrumento de Política Monetaria?

Paul Castillo*, Carlos Montoro* y Vicente Tuesta*

* Banco Central de Reserva del Perú

DT. N° 2009-001
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Enero 2009

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

Dinero, Inflación y Tasas de Interés: ¿Cambia el Vínculo Cuando Cambia el Instrumento de Política Monetaria?¹

Paul Castillo², Carlos Montoro³ y Vicente Tuesta⁴

Primera versión, Febrero 2005

Esta versión, Abril 2008

El objetivo de este documento es explicar una regularidad empírica reciente en economías cuyos bancos centrales han adoptado como instrumento de política la tasa de interés de corto plazo en lugar de los agregados monetarios (por ejemplo Perú en el 2002). En particular, en aquellas economías se observa, después del cambio de instrumento, una disminución en la volatilidad macroeconómica que es acompañada por una reducción del nivel promedio de inflación y tasas de interés y un aumento en el nivel promedio de agregados monetarios (un aumento en la demanda de dinero).

Para explicar el hecho estilizado antes mencionado, se evaluó la solución de segundo orden de un modelo de equilibrio general de una economía pequeña y abierta. Esta solución del equilibrio toma en cuenta la reducción de la incertidumbre macroeconómica (riesgo) como consecuencia del cambio de instrumento, lo cual ayudan a explicar el hecho estilizado.

Los resultados muestran que el uso de la tasa de interés como instrumento para la conducción de la política monetaria induce una reducción del riesgo macroeconómico. Por ello, dicha disminución genera una reducción del nivel promedio de tasas de interés e inflación, lo cual es consistente también con el incremento de la demanda por dinero observada en Perú en los 2000s. Por lo tanto, el incremento en la tasa de crecimiento de los agregados monetarios no debería ser vinculado, en lo absoluto, con mayores tasas de inflación.

Clasificación JEL: E52, E42, E12, C63

palabras clave: modelo de economía abierta y pequeña, mercados incompletos, solución de segundo orden.

¹ Los autores están en deuda con Gianluca Benigno, Chris Pissarides, y los participantes en el “Monetary and Fiscal Policy Mix Conference at the CCBS”, el “Macroeconomic Research Seminar at the Central Bank of Perú” y el “Macroeconomics Student Seminar” en LSE. Las opiniones expresadas pertenecen únicamente a los autores y no expresan necesariamente las del Banco Central de Reserva del Perú. Los autores agradecen a Mario Soria por la traducción de la versión original del documento.

²Banco Central de Reserva del Perú.

³Banco Central de Reserva del Perú. Correspondencia a carlos.montoro@bcrp.gob.pe

⁴Banco Central de Reserva del Perú.

1. Motivación

En varios Bancos Centrales se ha generalizado el uso de tasas de interés de corto plazo para establecer la política monetaria. En este sentido, el uso de agregados monetarios como instrumento de ha perdido utilidad en la implementación de la política monetaria en la mayoría de países. Existen varias razones que han generado que los agregados monetarios tomen un rol menos preponderante en la implementación de la política monetaria, entre ellas la existencia de innovaciones financieras, la dificultad en determinar cual es el agregado monetario relevante para cada economía y a la presencia de choques no observables de la demanda de dinero. Además, desde un punto de vista teórico, como señalaron Clarida, Galí y Gertler (1999), la ventaja de utilizar reglas de tasa de interés frente a las reglas de agregados depende de sí los choques de demanda son observables o no. En efecto, en un mundo donde la demanda de dinero es perfectamente observable, no es importante si un Banco Central utiliza una tasa de interés de corto plazo o la oferta monetaria como instrumento, debido a que ambos tendrán el mismo resultado macroeconómico. En cambio, cuando la demanda por dinero no es perfectamente observable por el hacedor de política, entonces cambios no anticipados en la demanda de dinero pueden inducir un comportamiento volátil de la tasa de interés, lo cual incrementa la volatilidad del producto y otras variables macroeconómicas. Por esta razón en la práctica los Bancos Centrales han pasado de esquemas de agregados monetarios a reglas de tasas de interés. En la tabla 1 se presenta algunos países que implementando regímenes Metas de Inflación (MI) han cambiado su instrumento de agregados monetarios a reglas de tasas de interés.

País	Años de adopción				
	Otros Instrumentos	Instrumento de Agregados Monetarios	Transición a instrumento de tasa de interés	Instrumento de tasa de interés	Metas de Inflación
Australia	1945 - Dic. 1983 (tipo de cambio fijo)	Dic. 1983 - Ene. 1985	May. 1985 - Dic. 1989	de Ene. 1990	1994
Canada	1935 - 1950 and 1962 - 1970 (tipo de cambio fijo)	----	----	1950 - 1962 y de 1970	1991
Hungria	----	1987 - 1991	1992 - 1994	de 1995	2001
Nueva Zelanda	----	Mediados 1980s - Ene. 1999	----	de Feb. 1999	1991
Mexico	antes 1995 (tipo de cambio fijo)	desde 1995	Desde 2002	----	2002
Perú	----	antes del 2001	2001 - 2002	de 2003	2002
Thailand	1945 - Jun. 1997 (tipo de cambio fijo)	Jul. 1997 - May. 2000	----	de May. 2000	2000

Tabla 1: Cambio en el instrumento de política

Los cambios en el instrumento de política han generado cambios en las propiedades dinámicas de las principales series macroeconómicas. En la tabla 2 se muestra el cambio entre las medias y desviaciones estándar para Perú, Tailandia, y México para la inflación del IPC, tasas de interés de corto plazo y crecimiento del dinero⁵. Los países anteriores han

⁵Los datos para las desviaciones estándar de corto plazo de la tasas de interés se les removió la tendencia utilizando el filtro Hodrick Prescott y los datos de la desviación estándar del crecimiento de la demanda por M3 esta ajustada estacionalmente.

pasado de utilizar agregados monetarios a tasas de interés como instrumento operativo. Notoriamente, el cambio en el instrumento fue acompañado por una reducción en la volatilidad de las variables macroeconómicas observado en la tabla 2. Esta disminución en la volatilidad fue seguida por una significativa reducción en la medias tanto de la inflación como de la tasas de interés de corto plazo, y un incremento en la media de los agregados monetarios⁶.

Tabla 2: Cambio en los momentos luego del cambio de instrumento de política

	Perú		Tailandia		México	
	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.
Inflación IPC	-5,4	-3,2	-1,5	-33,2	-23,3	-72,4
Tasa de Interés de Corto plazo	-11,2	-70,5	-7,1	-91,3	-10,0	-50,0
Crecimiento de la demanda de dinero	3,2	-26,4	1,9	-31,2	24,2	81,0

Además, se han observado algunas características claves en los datos luego de la adopción de una regla de tasas de interés, como el incremento de la masa monetaria por encima de la tasa de inflación, y el incremento en media del producto y la reducción de la correlación entre ambos. Por ejemplo, durante la última década la economía peruana ha experimentado dos episodios bien definidos de distinta volatilidad en las variables macroeconómicas. En el periodo entre 1994-2001 la volatilidad de la inflación, tasas de interés y producto fue mayor que el periodo 2002-2005. Estos episodios coinciden con dos formas diferentes de conducir las acciones de la política monetaria, el primero caracterizado por una regla de agregados y el segundo por una de tasas de interés. La tabla 3 muestra que las desviaciones estándares de la inflación, y la tasa de interés nominal fueron sustancialmente mayores antes del cambio del instrumento objetivo. Para el periodo comprendido entre 1994 y 2001, la fuerte caída de la inflación del IPC estuvo vinculada por la persistente reducción de la tasa de crecimiento de la base monetaria. En este periodo la correlación entre el crecimiento del M3 y la inflación del IPC era cercana a 1. De forma interesante, esta relación se interrumpe después del 2002, donde son observados simultáneamente una tendencia creciente en la base monetaria y un nivel estable de la inflación. Debido a que la correlación entre el M3 y la inflación del IPC se convierte en cercana a 0. Estos resultados sugieren, en cierta forma, un rol menos relevante del dinero en explicar la dinámica inflacionaria luego del cambio de instrumento.

⁶De Gregorio (2003) reportó en diferentes oportunidades que una baja inflación coincide con un rápido crecimiento de la cantidad de dinero:: Chile y otros países de la OECD (Australia, Canadá, Alemania, Japón, Corea, Noruega, Sudáfrica, Suecia, Suiza y Estados Unidos). Argumenta que en un contexto de meta inflacionaria, donde el instrumento de política es la tasa de interés, es posible que el dinero fluctúe ampliamente sin afectar la meta de inflación.

Tabla 3: Perú, principales momentos - variables nominales
(En porcentaje)

	Muestra		
	1994:1-2001:4	2002:1-2005:4	1994:1-2005:4
Media			
Inflación IPC	8,4	1,9	6,4
Tasa de Interés de Corto plazo	13,4	3	9,5
$\Delta\%$ M0	15,2	15,2	15,2
$\Delta\%$ M1	16,4	16,9	16,6
$\Delta\%$ M3	19,9	5,4	15,3
Desviación Estándar			
Inflación IPC	6,3	1,4	6
Tasa de Interés de Corto plazo	4,6	0,6	6,3
$\Delta\%$ M0	12,2	6,8	10,7
$\Delta\%$ M1	16,2	6,6	13,8
$\Delta\%$ M3	13,5	4,1	13,2
Correlación cruzada con la inflación IPC (*)			
Tasa de Interés de Corto plazo	17,9	-6,5	58,4
$\Delta\%$ M0	69,0	5,2	51,5
$\Delta\%$ M1	85,0	13,5	66,6
$\Delta\%$ M3	91,4	-3,5	91,0

(*) Ajustado por Forbes y Rigobon

La evidencia empírica mostrada anteriormente sugiere que existe una conexión entre la reducción de las volatilidades y la reducción en las medias de las principales variables macroeconómicas luego del cambio de instrumento monetario. Lo que implica que los ciclos económicos deben ser estudiados de una forma no convencional con el objetivo de capturar los efectos de las volatilidades sobre las medias mencionados anteriormente.

Por lo tanto, el objetivo de este trabajo es desarrollar en primera instancia un modelo cuantitativo capaz de explicar la conexión entre las volatilidades y las medias dentro del ciclo, como consecuencia del cambio en el instrumento de política monetaria. En particular, tratamos de capturar la siguiente regularidad empírica: una reducción en las volatilidades que genera una caída en inflación y tasas de interés, y un incremento en la media de los agregados monetarios. En este proceso evaluamos la solución de segundo orden de un modelo estocástico de una economía pequeña y abierta asociada a la literatura de "Nueva Macroeconomía de Economías Abiertas".

Típicamente, los investigadores analizan las propiedades de los modelos estocásticos de equilibrio-general, aproximando la solución mediante la log-linearización alrededor del estado estacionario. Dicha aproximación de la solución satisface la propiedad de equivalencia de certidumbre ("*certainty equivalence*"), en la cual la solución estocástica (con riesgo) es la misma que la solución determinística (sin riesgo). Sin embargo, con la solución log-lineal no es posible analizar los efectos de los momentos de mayor orden sobre el equilibrio, ni las relaciones entre los diferentes momentos. Por esta razón, una solución que considere términos no lineales (por ejemplo cuadráticos - de segundo orden) nos permite relajar los supuestos de equivalencia cierta y tomar en cuenta los efectos de los segundos momentos sobre las medias. La solución de segundo orden permite capturar el

impacto de la incertidumbre en las decisiones de fijación de precios, determinación de la producción, demanda de dinero y otros.

La adopción de un esquema de metas de inflación tiene tres efectos. Primeramente, un esquema de MEI cambia la manera en que se forman las expectativas, anclando la inflación esperada a la meta. También cambia la regla de política de los hacedores de política, pues a partir que la adopción del régimen de MEI la autoridad monetaria tiene el objetivo explícito del control de la inflación. Y finalmente, el régimen de MEI viene acompañado con un proceso operativo estándar para el uso de la tasa de interés como instrumento de política. En este documento hacemos un análisis aislando de este último efecto (el cambio de instrumento operativo), considerando reglas de política monetaria que son consistentes con los objetivos de inflación y brecha de producto.

Con el fin de capturar el cambio en los instrumentos de política consideramos dos reglas de política: 1) una regla de retroalimentación de tasas de interés y 2) una regla de dinero. Asimismo, para aislar los efectos de la elección del instrumento de política del cambio en la reacción a la inflación implícito por cambio de reglas, se consideran reglas de política monetaria que son equivalentes bajo la ausencia de choques de demanda monetaria. Por lo tanto, ambas reglas responde de la misma forma ante choques, excepto frente a un choque de demanda monetaria. Así, un choque de demanda de dinero incrementa la volatilidad en el régimen de agregados monetarios, la cual se transmite a la media de las variables.

Los ejercicios cuantitativos muestran que el modelo realiza razonablemente un buen trabajo al caracterizar las principales características de una economía en la que el banco central cambia de instrumento de agregados monetarios a reglas de tasas de interés. En particular, el modelo captura la disminución en las medias de inflación y las tasas de interés nominales frente al incremento de la media de la demanda de dinero como consecuencia de una reducción de las volatilidades nominales luego del cambio de política. A su vez, podemos identificar tres fuente de primas de riesgo que interactúan entre ellas para alcanzar el cambio general en las medias: el efecto de la volatilidad de tasas de interés en la decisión del portafolio de la demanda de dinero, los componentes de la prima de riesgo de la paridad de tasas descubierta (UIP) en los niveles de tasas de interés y depreciación nominal, y los efectos de la incertidumbre de precios en la inflación dentro de la curva de Phillips.

Finalmente, otros autores han introducido un enfoque de segundo orden para economías abiertas y cerradas, sin embargo, la mayor parte del trabajo se enfoca en temas normativos. Así como, Benigno y Woodford (2004) implementan la solución de segundo orden para evaluar las políticas monetaria y fiscal óptimas en una economía cerrada. Ferrero (2005) extiende a Benigno y Woodford (2003) para una economía abierta. Benigno y Benigno (2004) usaron un enfoque de segundo orden para evaluar la política óptima en un modelo de dos países con mercados completos. Similarmente, De-Paoli (2004, 2005) evalúa la política monetaria óptima para una economía pequeña abierta bajo diferentes estructuras del mercado financiero. El trabajo más cercano al nuestro es el de Obstfeld y Rogoff (1998) en que desarrollan un modelo de equilibrio general en el que se relaja explícitamente el supuesto de equivalencia de certidumbre. Basados en supuestos simplificados, los autores obtienen una solución analítica del cambio en tasa preferencial. A diferencia de Obstfeld y Rogoff (1998), en este trabajo hemos realizado evaluaciones cuantitativas a la solución de segundo orden. También nos diferenciamos al enriquecer la

estructura del mercado de activos permitiendo activos extranjeros netos estacionarios.⁷

En la sección 2 presentamos el modelo en el que consideramos los choques de demanda de dinero y tasas de interés internacional. En esta sección mostramos como la solución de segundo orden pueden afectar las condiciones de equilibrio. En la primera parte de la sección 3 presentamos los resultados del primer y segundo momentos para las principales variables económicas y realizamos análisis de sensibilidad para la calibración de los parámetros. En la sección 4 se muestran las conclusiones.

2. El modelo

Consideramos un modelo de dos países de economía abierta con competencia imperfecta y rigideces de precios “á la Calvo”, similar a Obstfeld y Rogoff (1995), Clarida, Gali y Gertler (2002), Benigno y Benigno (2002) y otros. Permitimos bienes transables y sesgo al consumo doméstico que generan desviaciones de la paridad de poder de compra. El sesgo al consumo doméstico dependen del grado de apertura de la economía y el tamaño relativo de la economía. Caracterizamos la economía pequeña tomando el limite al tamaño del hogar hacia cero como en Sutherland (2003)⁸.

2.1 Preferencias

Existen dos países, H (Nacional) y F (Extranjero). La población en el país nacional pertenece al intervalo $[0, n]$, mientras que la del país extranjero se encuentra en el segmento $(n, 1]$. De forma similar, las firmas en el país nacional producen bienes en el intervalo $[0, n]$ y son indexados por h . Las firmas en el país extranjero hacen lo mismo en el intervalo $(n, 1]$ y son indexadas por f . La función de utilidad en una familia representativa h en el país H esta dada por:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U \left[C_t, \frac{M_t}{P_t}, N_t(h) \right]$$

$$U_t = \left[\frac{1}{1-\rho} (C_t)^{1-\rho} + \zeta \frac{\exp(\varepsilon_t)}{1-\varepsilon} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\varepsilon} - \frac{1}{n} \int_0^n \frac{(N_t(h))^{1+\eta}}{1+\eta} dh \right]$$

E_t representa la expectativa condicional en el conjunto de información en la fecha t , β es el factor de descuento intertemporal, con $0 < \beta < 1$. ρ y $\eta > 0$ representan el coeficiente de aversión al riesgo y la inversa de la elasticidad de la oferta de trabajo,

⁷Obstfeld y Rogoff (1998) utilizan una característica de simplificación que implica, que la cuenta corriente es igual a cero en el equilibrio.

⁸De Paoli (2004) analiza el bienestar usando la condición de segundo orden para una economía pequeña. Partiendo de un modelo de dos países, ella trata a la economía pequeña como un caso limitante.

respectivamente; ε_t es el choque de demanda de dinero que no es observado por el hacedor de política⁹.

Los agentes tienen una utilidad de consumir C y de mantener saldos reales de dinero doméstico, $\frac{M}{P}$. Obtienen desutilidad del trabajo, N . C es un agregador de Dixit-Stiglitz de bienes nacionales y extranjeros definido como:

$$C = \left[\nu^{\frac{1}{\theta}} C_H^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\nu)^{\frac{1}{\theta}} C_F^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

donde $\theta > 0$ es la elasticidad de sustitución intratemporal entre bienes transables nacionales y extranjeros y C_H y C_F con los subíndices de consumo que se refieren a bienes producidos nacionalmente y extranjeros. Seguidamente, Sutherland (2002) $(1-\nu)$ es una función del tamaño relativo de la economía extranjera $1-n$ y el grado de apertura comercial, γ : $(1-\nu) = (1-n)\gamma$

De forma semejante, el índice de consumo para una familia extranjera esta dada por:

$$C^* = \left[\nu^{*\frac{1}{\theta}} C_H^{*\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\nu^*)^{\frac{1}{\theta}} C_F^{*\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

con $\nu^* = n\gamma$. El superíndice $*$ indica una variable de la economía extranjera.

La elección óptima de consumo entre bienes esta dada por los siguientes índices de consumo de bienes producidos nacionalmente y por el país extranjero $C_H(C_H^*)$ y $C_F(C_F^*)$:

$$C_H = \left[\left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \int_0^n c(z)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dz \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad C_F = \left[\left(\frac{1}{1-n}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \int_n^1 c(z)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dz \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

$$C_H^* = \left[\left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \int_0^n c^*(z)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dz \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad C_F^* = \left[\left(\frac{1}{1-n}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \int_n^1 c^*(z)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dz \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

donde $\sigma > 1$ es la elasticidad de sustitución entre los productos diferenciados¹⁰. Los

⁹Hemos asumido que el conjunto de información disponible para el hacedor de política no incluye a ε_t . Sin embargo, ε_t se revela cuando se limpia el mercado de dinero, por lo que afectará la determinación de el agregado monetario o la tasa de interés, dependiendo el instrumento de política utilizado.

¹⁰De la misma manera, podemos obtener los índices de precios para los bienes producidos nacionalmente y en el extranjero $P_H(P_H^*)$ y $P_F(P_F^*)$:

$$P_H = \left[\left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \int_0^n p(z)^{1-\sigma} dz \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad P_F = \left[\left(\frac{1}{1-n}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \int_n^1 p(z)^{1-\sigma} dz \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

$$P_H^* = \left[\left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \int_0^n p^*(z)^{1-\sigma} dz \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad P_F^* = \left[\left(\frac{1}{1-n}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \int_n^1 p^*(z)^{1-\sigma} dz \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

índices de precios de consumo agregados para los bienes nacionales y extranjeros son:

$$P = \left[\nu P_H^{1-\theta} + (1-\nu) P_F^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

$$P^* = \left[\nu^* P_H^{*1-\theta} + (1-\nu^*) P_F^{*1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

La demanda agregada para cada bien proviene de la agregación de demandas individuales:

$$y^d(h) = \left(\frac{p(h)}{P} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_H}{P} \right)^{-\theta} \left[\nu C + \frac{\nu^*(1-n)}{n} Q^\theta C^* \right]$$

$$y^d(f) = \left(\frac{p(f)}{P} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_F}{P} \right)^{-\theta} \left[\frac{(1-\nu)n}{1-n} C + (1-\nu^*) Q^\theta C^* \right]$$

Donde se define al tipo de cambio real como el ratio de índices de precios de consumo relativos:

$$Q = SP^*/P.$$

En el caso de una economía pequeña y abierta tomamos el tamaño límite de la economía en $n \rightarrow 0$, y las demandas agregadas se convierten en:

$$y^d(h) = \left(\frac{p(h)}{P} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_H}{P} \right)^{-\theta} [(1-\nu)C + \nu Q^\theta C^*]$$

$$y^d(f) = \left(\frac{p^*(f)}{P^*} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_F^*}{P^*} \right)^{-\theta} C^*$$

es importante notar que en el caso de la economía pequeña y abierta la demanda de productos nacionales depende tanto del consumo doméstico como extranjero. Sin embargo, debido al pequeño tamaño relativo de la economía doméstica, la demanda por bienes producidos en el extranjero es afectada únicamente por el consumo extranjero¹¹.

La demanda de dinero esta dada por la condición intratemporal de primer orden:

$$\zeta \exp(\varepsilon_t) m_t^{-\varepsilon} = \frac{i_t}{1+i_t} C_t^{-\rho}$$

donde $m = M/P$ son los saldos reales de dinero y ε son los choques de demanda de dinero no observables por el hacedor de política. Si estos choques no estuvieran presentes, el hacedor de política puede realizar una política basada en agregados monetarios consistente con una regla de tasas de interés. El hecho que existe un componente inesperado en la demanda de dinero genera que ambas reglas de política tengan efectos distintos en la economía. Bajo una regla de retroalimentación de tasas de interés, el hacedor de política fija una tasa de interés y la oferta monetaria es determinada de manera

¹¹ Hemos definido en términos de comercio que los precios relativos entre bienes extranjero y nacionales: $T = P_F/SP_H^* = P_F/P_H$. En este caso para la economía pequeña y abierta, como $n \rightarrow 0$, podemos expresar la tasa de interés real en términos de los términos de

intercambio de la siguiente forma: $Q_t = \left[\frac{\Gamma_t^{1-\theta}}{(1-\nu)+\nu \Gamma_t^{1-\theta}} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$

endógena, y el choque de demanda de dinero afectará únicamente a esta variable. Por otro lado, bajo un esquema de agregados monetarios, el hacedor de política determina la oferta monetaria y la tasa de interés es determinada en el equilibrio del mercado de dinero. Asimismo, los choques de demanda afectan la volatilidad de la tasa de interés y el resto de las variables en la economía.

El mecanismo previo es capturado claramente frente al supuesto de separabilidad en la función de utilidad y/o en la ausencia de costos de transacción que dependen de C y m . Si relajamos cualquiera de los dos supuestos, tendríamos que el dinero cumple un rol adicional afectando directamente la demanda agregada, y cualquier instrumento de política tendrá un canal adicional para afectar la solución del modelo.

2.2 El mecanismo de determinación de precios

La determinación de precios de la firma es modelado a través de un mecanismo tipo Calvo. Asumimos que los precios están sujetos a cambios en intervalos aleatorios. En cada periodo el vendedor se enfrenta a una probabilidad fija $(1 - \alpha)$ de ajustar su precio, sin importar cuando fue la última que realizó un cambio. En el modelo los ofertantes se comportan como monopolistas vendiendo sus productos. La elección óptima del productor que puede fijar su precio. $\tilde{P}_t(z)$ en el tiempo t esta dada por:

$$E_t \left\{ \sum_{\Gamma=0}^{\infty} (\alpha\beta)^\Gamma U_c(C_\Gamma) \left(\frac{\tilde{P}_t(z)}{P_{H,\Gamma}} \right)^{-\sigma} Y_{H,\Gamma} \left[\frac{\tilde{P}_t(z)}{P_\Gamma} - \mu rmc_t \right] \right\} = 0$$

donde $\mu = \frac{\sigma}{\sigma-1}$ es el margen que el monopolista cobra sobre su costo marginal.

Dado un estructura tipo calvo, el índice de precios evoluciona en función de la siguiente ley de movimiento:

$$P_{H,t}^{1-\sigma} = \alpha P_{H,t-1}^{1-\sigma} + (1 - \alpha)(p_t(h))^{1-\sigma}$$

Siguiendo a Benigno y Woodford (2004), escribimos el precio optimo y la dinámica de inflación recursivamente, introduciendo K_t y F_t como variables auxiliares:

$$\begin{aligned} \alpha(\pi_{H,t+1})^{\sigma-1} &= 1 - (1 - \alpha) \left(\frac{K_t}{K_t} \right)^{\frac{1-\sigma}{1+\eta}} \\ K_t &= \mu Y_{H,t} C_t^{-\rho} rmc_t + \alpha \beta E_t (\pi_{H,t+1})^{\sigma(1+\eta)} K_{t+1} \\ F_t &= \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right) Y_{H,t} C_t^{-\rho} + \alpha \beta E_t (\pi_{H,t+1})^{\sigma-1} F_{t+1} \end{aligned}$$

2.3 La estructura del mercado de activos

Como mencionamos en la introducción, los mercados incompletos amplifican los efectos de los segundos momentos debido a la incertidumbre del consumo¹². Por esta razón, el

¹²En mercados completos la tasa de interés real en el equilibrio equipara al ratio de utilidades marginales de cada periodo. Por lo tanto, la solución de segundo orden no presenta ningún efecto sobre la condición de equilibrio anterior.

supuesto de mercados incompletos nos permite introducir los efectos de los riesgos cambiarios y de la incertidumbre de política monetaria en los niveles de tipo de cambio nominal, inflación y tasa de interés nominal. Tomando la aproximación de segundo orden relajamos la los supuestos de equivalencia cierta que son más relevantes bajo una estructura de mercados de activos incompletos¹³.

Hemos elegido modelar mercados incompletos considerando dos bonos libres de riesgo de un periodo en moneda doméstica y extranjera, y se introduce un costo a la tenencia del bono extranjero para obtener estacionariedad¹⁴. Dado que un bono es denominado en moneda doméstica y el otro en moneda extranjera, entonces, la restricción presupuestaria real de la familia nacional h estaría dada por:

$$\frac{B_{H,t}^h}{P_t(1+i_t)} + \frac{S_t B_{F,t}^h}{P_t(1+i_t^*)\phi\left(\frac{S_t B_{F,t}^h}{P_t}\right)} \leq \frac{B_{H,t-1}^h + S_t B_{F,t-1}^h}{P_t} + \frac{W_t^h N_t^h}{P_t} - C_t^h - \frac{\Pi_t^h}{P_t}$$

donde W_t^h es el salario nominal. Π_t^h son los utilidades nominales de los hogares. Asumimos que cada consumidor posee una firma en cada sector (las firmas nacionales están ubicadas en el intervalo $[0, n]$ y el tamaño de la población de hogares se normaliza a n) y no existe negociación de acciones. $B_{H,t}$ son las posesiones del hogar h respecto al bono nominal libre de riesgo en moneda nacional. $B_{F,t}$ son las posesiones del hogar h respecto al bono nominal libre de riesgo en moneda extranjera. La función $\phi(\cdot)$ depende de las tenencias reales de activos externos en toda la economía, y por lo tanto es tomada como dada por las familias nacionales¹⁵. $\phi(\cdot)$ nos permitirá obtener un estado estacionario bien definido, y capturar el costo de tomar posiciones en los mercados de activos internacionales¹⁶. Asumimos

¹³Relajando los supuestos de equivalencia cierta afectarán no solo a la decisión de fijación de precio por parte de las firmas por la presencia de rigideces nominales. Obstfeld y Rogoff (1998) y Rankin (1998) se enfocaron en los efectos de la incertidumbre monetaria a través de la oferta y el bienestar.

¹⁴Seguimos a los desarrollos de Benigno (2001), Schmitt-Grohe y Uribe (2001), y Kollmann (2002) de introducir el mismo costo de estacionariedad para una economía pequeña y abierta. Ver Benigno y Thoenissen (2003), y Selaive y Tuesta (2003) par alas aplicaciones de un modelo DSGE de dos países.

¹⁵Como Benigno, P.(2001) señala que algunas restricciones sobre $\phi(\cdot)$ son necesarias: $\phi(0) = 1$; asume el valor de 1 solo sí $B_{F,t} = 0$; diferenciables y decreciente en la vecindad de cero.

¹⁶Otra forma de describir estos costos es asumir la existencia de intermediarios en el mercado de capitales extranjero (que son propiedad de las familias extranjeras) que puede pedir prestado o prestar del país F a la tasa $(1+i^*)$, pero pueden pedirle o prestar a los hogares del país H a la tasa $(1+i^*)\phi(\cdot)$.

$$\phi\left(\frac{S_t B_{F,t}}{P_t}\right) = \phi\left(\frac{S_t B_{F,t}}{P_t}\right) = 1 + \delta \left(\exp\left(-\frac{\frac{S_t B_{F,t}}{P_t} - \bar{S}}{\bar{C}}\right) - 1 \right), \quad \text{como en Schmitt-Grohe y Uribe}$$

(2001), que es decreciente y convexa en $\frac{S_t B_{F,t}}{P_t}$. Asumimos que el nivel inicial de riqueza el mismo entre familias que pertenecen al mismo país.

Estos supuestos, combinados con el hecho que los hogares dentro del país trabajan para todas las empresas y se distribuyen utilidades en proporciones equivalentes, implica que dentro del país todas las familias enfrentan la misma restricción presupuestaria. En su decisión, elegirán la misma senda de consumo. Por lo que podemos obviar el índice h y considerar una familia representativa para cada país.

Las condiciones que caracterizan las decisiones de consumo doméstico y extranjero, y la tenencia de bonos nominales son:

$$\begin{aligned} U_C(C_t) &= (1 + i_t) \beta E_t \left\{ U_C(C_{t+1}) \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \\ U_C^*(C_t^*) &= (1 + i_t^*) \beta E_t \left\{ U_C^*(C_{t+1}^*) \frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} \right\} \\ U_C(C_t) &= (1 + i_t^*) \phi\left(\frac{B_{F,t} S_t}{P_t}\right) \beta E_t \left\{ U_C(C_{t+1}) \frac{P_t S_{t+1}}{P_{t+1} S_t} \right\} \\ \frac{S_t B_{F,t}}{P_t (1 + i_t^*) \phi\left(\frac{B_{F,t} S_t}{P_t}\right)} &= \frac{S_t B_{F,t-1}}{P_t} + \frac{P_{H,t} Y_{H,t}}{P_t} - C_t \end{aligned}$$

Adicionalmente, combinando las condiciones que caracterizan las decisiones de consumo doméstico e internacional, y la tenencia de bonos nominales, obtenemos una versión no lineal de la *UIP* :

$$\frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t^*)} = \frac{\phi\left(\frac{S_t B_{F,t}}{P_t}\right) E_t U_C(C_{t+1}) \frac{P_t S_{t+1}}{P_{t+1} S_t}}{E_t U_C(C_{t+1}) \frac{P_t}{P_{t+1}}}$$

2.4 Reglas de política alternativas

De la evidencia empírica se observa que al pasar de agregados monetarios a reglas de tasas de interés genera la disminución en la volatilidad las variables macroeconómica y consecuente una reducción en las medias. Para capturar este sólo los efectos de pasar de un esquema de agregados a uno de tasas de interés necesitamos definir una regla monetaria comparable a las reglas de tasas de interés en ausencia de los choques de demanda de dinero. Por simplicidad asumimos que la regla de retroalimentación de tasas de interés solo reacción a los movimientos de la inflación actual.

$$\hat{i}_t = \gamma \pi_t$$

La demanda linearizada y los saldos reales están dados por

$$\hat{M}_t - \hat{P}_t = \frac{\rho}{\epsilon} \hat{C}_t - \frac{1}{\epsilon} \frac{\beta}{1 - \beta} \hat{i}_t + \frac{1}{\epsilon} \varepsilon_t$$

Es bien conocido que si ε_t es perfectamente observable, no existe diferencia entre utilizar

a \hat{M}_t e \hat{i}_t como instrumento de política. En particular, dada la regla de retroalimentación de tasas de interés definida en la primera ecuación, utilizando la ecuación de demanda agregada, es posible determinar una senda temporal para \hat{M}_t consistente con la regla de Taylor. Por lo que combinando la regla de Taylor con la demanda agregada bajo el supuesto de que ε_t es perfectamente observable obtenemos

$$\hat{M}_t - \hat{M}_{t-1} = \frac{\rho}{\epsilon} (\hat{C}_t - \hat{C}_{t-1}) + \left(1 - \frac{\gamma_\pi}{\epsilon} \frac{\beta}{1 - \beta}\right) \hat{\pi}_t + \frac{\gamma_\pi}{\epsilon} \frac{\beta}{1 - \beta} \hat{\pi}_{t-1}$$

Es importante notar que si se presenta el supuesto de choque de demanda de dinero no sería posible determinar una regla de agregados consistente con la regla de Taylor. Un choque de demanda de dinero inesperado incrementará la volatilidad de las tasas de interés lo que amplificará tanto la volatilidad del consumo como la del producto a través de la ecuación de Euler. En cambio, cuando la tasa de interés es el objetivo de la autoridad monetaria, la oferta de dinero se ajusta al choque de la demanda. Por lo tanto, no existe un impacto en la producción o la inflación dado que el banco central se ajusta perfectamente¹⁷.

¹⁷Ver Clarida, Galí y Gertler (1999) para una breve discusión de porque es preferible usar metas de tasa de interés bajo política monetaria óptima en lugar de una regla de dinero. Woodford (2003) también señaló que desde que en la practica los bancos centrales no estiman las distorsiones aleatorias de la demanda de dinero, la adopción de reglas de agregados resultan en variaciones de la tasa de interés que pueden ser eliminadas con una regla de tasas de interés.

3 Resultados

3.1 El mecanismo

Hemos identificados tres fuentes principales de incertidumbre a través de las cuales la volatilidad influye en las medias de inflación, tasa de interés nominal y demanda de dinero. Estas son la decisión de portafolio que afecta el nivel de la demanda de dinero, la paridad descubierta de tasas (UIP) que afecta el nivel de tasas de interés, y finalmente la curva de Phillips que afecta el nivel de la inflación.

3.1.1 La decisión de portafolio:

La demanda de dinero esta dada por:

$$\zeta \exp(\varepsilon_t) m_t^{-\epsilon} = \frac{i_t}{1+i_t} C_t^{-\rho}$$

que tiene una expansión de orden de la siguiente forma:

$$\widehat{m}_t = \frac{\rho}{\epsilon} \widehat{C}_t - \frac{1}{\epsilon \bar{i}} \widehat{i}_t + \frac{1}{2} \frac{1+\bar{i}}{\epsilon \bar{i}^2} (\widehat{i}_t)^2 + \frac{1}{\epsilon} \varepsilon_t + \mathcal{O}(\|\xi\|^3)$$

donde $\bar{i} = \beta^{-1} - 1$ es el estado estacionario de tasa de interés nominal (real).

A través de este mecanismo, a mayor volatilidad de la tasa de interés mayor nivel de demanda de dinero. La tasa de interés nominal de los bonos domésticos es el costo de oportunidad del dinero, por lo que a mayor volatilidad de tasas menor demanda de bonos y mayor demanda de dinero. Sin embargo, existen otros efectos de primer orden que afectan el nivel de la demanda de dinero, como el nivel de consumo y de tasas de interés. En equilibrio todos estos factores interactúan para afectar el nivel de la demanda de dinero.

3.1.2 Paridad de Tasas de Interés Descubierta

De las condiciones de primer orden para el consumidor doméstico entre bonos nacionales o extranjeros podemos obtener la versión no-lineal de la paridad descubierta de tasas de interés

$$\frac{(1+i_t)}{(1+i_t^*)} = \frac{\phi\left(\frac{SB_{t+1}}{P_t}\right) E_t \frac{U_C(C_{t+1})}{U_C(C_t)} \frac{P_t S_{t+1}}{P_{t+1} S_t}}{E_t \frac{U_C(C_{t+1})}{U_C(C_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}}}$$

Que presenta la siguiente expansión de segundo orden:

$$\widehat{i}_t - \widehat{i}_t^* = E_t \Delta \widehat{S}_{t+1} - \delta \widehat{b}_t + RP_t + \mathcal{O}(\|\xi\|^3)$$

donde: $RP_t = -\delta \widehat{b}_t + \left[\frac{1}{2} [Var(\widehat{r}_t^*) - Var(\widehat{r}_t)] \right] - \rho cov\left(\Delta \widehat{C}_{t+1}, \Delta \widehat{S}_{t+1}\right)$,
 $r_t = E_t(1+i_t) \frac{P_t}{P_{t+1}}$ y $r_t^* = E_t(1+i_t^*) \frac{P_t S_{t+1}}{P_{t+1} S_t}$

La condición de paridad de tasas descubierta es un arbitraje entre los bonos domésticos y

extranjeros para los individuos del país doméstico. A mayor posición neta de activos extranjeros, menor costo de financiamiento en el exterior y menor retorno de los bonos domésticos. De manera similar, a mayor varianza de retornos reales del bono doméstico, la menor demanda por estos y menor retorno.

El tercer componente esta relacionado al CAPM del consumo. En este enfoque, el retorno de los activos esta positivamente relacionado con la covarianza entre su tasa marginal de consumo. Debido a que los individuos buscan suavizar su consumo, cuando la utilidad marginal del consumo es baja buscan ahorrar para periodos donde la utilidad marginal del consumo sea mayor. Si un activo presenta retornos mayores en esos episodios, entonces se demandará un menor retorno que el activo con covarianza positiva.

A mayor volatilidad del tipo de cambio real con respecto a la inflación, mayor demanda por bonos domésticos y mayor su tasa de interés. La mayor covarianza entre la utilidad marginal del consumo y el tipo de cambio nominal, mayor la brecha entre tasas de interés domésticas y extranjeras. (Correlación positiva entre tipo de cambio y consumo, demanda de bonos extranjero y menor tasa de interés.

3.1.3 La curva de Phillips:

La forma no-lineal de la curva de Phillips esta dada por:

$$\alpha(\pi_{H,t})^{\sigma-1} = 1 - (1 - \alpha) \left(\frac{K_t}{F_t} \right)^{\frac{1-\sigma}{1+\eta}}$$

donde K_t y F_t son variables auxiliares definidas recursivamente en la sección previa. La condición de segundo orden para la curva de Phillips es:

$$\hat{\pi}_{H,t} = \kappa \widehat{r\bar{m}c}_t + \beta E_t \hat{\pi}_{H,t+1} - \frac{1}{2} \frac{\sigma-1}{1-\alpha} \left[\kappa \widehat{r\bar{m}c}_t + \beta E_t \hat{\pi}_{H,t+1} \right]^2 + \frac{1}{2} \alpha \beta G(\widehat{r\bar{m}c}_t, E_t \hat{\pi}_{H,t+1}) + \mathcal{O}(\|\xi\|^3)$$

donde $\kappa = \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{1-\alpha\beta}{1+\eta\sigma} \widehat{r\bar{m}c}_t$ es el promedio del costo marginal real definido en el apéndice y $G > 0$ es una función que depende de los segundos momentos del costo marginal y la inflación del siguiente periodo.

El efecto de los segundos momentos en el nivel de la inflación es positivo, mayor volatilidad macroeconómica implica mayor riesgo para las firmas respecto al precio que deben poner, e implica mayor inflación. Además, cuando los precios son rígidos, mayor α mayor prima de riesgo. Además mayor α implica una curva de Phillips más aplanada, lo que implica mayor volatilidad de las variables reales y menor volatilidad de variables nominales. En resumen, el efecto del grado de rigidez (α) en la media de la inflación depende de los efectos de orden superior.

3.2 Parametrización

Hemos fijado “ β ” factor de descuento trimestral, equivalente a 0,99 que implica que la tasa anualizada de interés es igual a 4%. El porcentaje de participación de bienes de

consumo extranjeros $\gamma = 0.4$. Para el coeficiente de aversión al riesgo “ ρ ” hemos elegido el valor de 5. Respecto a este parámetro, Eichenbaum et.al (1988) encontró un rango entre 0,5 y 3. Por otro lado, Hall (1988) sugiere un valor mayor a 5. La elasticidad inversa del trabajo “ η ” es calibrada igual a 0,5, similar a la usada en la literatura RBC. Hemos elegido un grado de competencia monopolística “ σ ” igual a 7,66. Esto implica un margen de precio de 15%. La elasticidad sustitución entre bienes nacionales y domésticos “ θ ” es 1,5 como en Chari, Kehoe y McGrattan (2002).

Para la regla de política monetaria, tenemos una regla *sui-generis* en términos de inflación del IPC y consumo, para obtener reglas de política comparables en ambos regímenes. Seguimos a Taylor (1993) y definimos al coeficiente $\phi_\pi = 1.5$. Fijamos la probabilidad de que los precios no se ajusten $\alpha = 2/3$. El proceso de la tasa de interés $\rho_v = 0.96$ y $var(v) = (0.009)^2$. Calibramos el proceso de los choques de demanda para explicar el 50% de la varianza de la tasa de interés en el caso de la regla de agregados.

Es importante notar que el régimen de política monetaria cambia el impulso respuesta de los choques de demanda de dinero. Sin embargo, la respuesta frente a otros choques como tasas de interés internacional, es el mismo para ambos regímenes como se muestra en las figuras 1 y 2.

3.3 Resultados

En esta sección analizamos los efectos de los cambios de las volatilidades sobre las medias. En nuestro análisis, el método tradicional se basa en la log-linearización alrededor del estado estacionario, lo que permite analizar los segundos momentos de las variables endógenas, así como el uso de la varianza y covarianza. Sin embargo, para analizar los primeros momentos, la media, necesitamos una solución de orden superior. Es por esto que utilizamos un enfoque de segundo orden, que esta basado en el método de la perturbación y consiste en resolver la función de política de las variables endógenas como un polinomio de segundo orden de las exógenas.

3.3.1 Solución de primer orden: efectos en las varianzas y covarianzas

Primero utilizamos la solución de primer orden para calcular los momentos de segundo orden incondicionales bajo ambos tipos de instrumentos, agregados monetarios vs. tasas de interés. Como podemos observar en la siguiente tabla, las varianzas y covarianzas de las variables endógenas difieren entre ambos regímenes.

Tabla 4: Efectos de los segundos momentos

	$sd(i)$	$sd(\pi)$	$sd(M^d/P)$	$sd(\Delta s)$	$sd(y_H)$
Regla de dinero	0,64%	0,76%	11,18%	5,87%	2,14%
Regla de tasa de interés	0,43%	0,38%	11,25%	5,70%	1,03%

De este resultado podemos observar que el cambio en el instrumento de política de agregados a tasas de interés disminuye la volatilidad macroeconómica.

Los segundos momentos cambian debido a los choques de demanda de dinero. El mecanismo muestra que bajo una regla de agregados monetarios la tasa de interés es un residuo y cualquier choque de demanda de dinero la afectará, lo cual tendrá efectos en todas las variables reales. Por otro lado, bajo reglas de tasas de interés, la oferta monetaria es un residuo y observe todos los choques de demanda de dinero, reduciendo la volatilidad macroeconómica.

3.3.2 Solución de segundo orden: efectos sobre la media

Utilizamos el método de la perturbación, desarrollado por Judd (1998), Collard y Julliard (2001), y Uribe y Schmitt-Grohe (2004), para encontrar la aproximación de segundo orden del modelo. Este método consiste en obtener los coeficientes de la expansión de Taylor de la solución del modelo alrededor del estado estacionario, utilizando un sistema de ecuaciones que proviene de las condiciones de equilibrio del modelo. Por ejemplo, si sólo hubieran choques de tasa de interés internacional (v) y choques de demanda de dinero (ε), la solución para una variable endógena x estaría dada por:

$$x = b_{\sigma}\sigma^2 + b_v v + b_{\varepsilon}\varepsilon + b_{v\varepsilon}v\varepsilon + \frac{1}{2}b_{vv}v^2 + \frac{1}{2}b_{\varepsilon\varepsilon}\varepsilon^2$$

Los coeficientes de los términos de primer orden, b_v y b_{ε} , son equivalentes a aquellos de la solución log-linearizada del modelo. La solución de segundo orden agrega términos adicionales a la solución log-linearizada, $b_{v\varepsilon}$, b_{vv} y $b_{\varepsilon\varepsilon}$, conservando los términos existentes. Adicionalmente, b_{σ} es una constante que depende de la varianza de los choques, como se muestra en Uribe y Schmitt-Grohe (2004).

Los primeros momentos de las variables endógenas pueden ser calculadas utilizando la solución de segundo orden, por ejemplo

$$E(x) = b_{\sigma}\sigma^2 + \frac{1}{2}b_{\varepsilon\varepsilon}Var(\varepsilon) + \frac{1}{2}b_{vv}Var(v) + \mathcal{O}(\|\xi\|^3) . i$$

En la siguiente tabla se muestra los cambios en la media incondicional de la tasa de interés, inflación y demanda de dinero por los cambios en los instrumentos de política.

Tabla 5: Efectos de los primero momentos

	Ei	$E\pi$	EM^d/P
Intrumento dinero	1,83%	0,84%	38,30%
Intrumento tasa de interés	1,00%	0,00%	45,40%
Diferencia	-0,83%	-0,84%	7,10%

De estos resultados podemos observar que bajo la línea base de calibración, el cambio en el instrumento de política monetaria –de agregados a tasas de interés– reduce la media incondicional de la tasas de interés nominal en 0,83% y la inflación en 0,84%, he incrementa la media de la demanda de dinero en 7%.

Como se mencionó antes, existen tres mecanismos principales de los que se alimenta la volatilidad macroeconómica en nivel de inflación, tasas de interés y demanda de dinero en

la forma de primas de riesgo. La prima de riesgo de la curva de Phillips alimenta la media de la inflación, que alimenta la media de tasas de interés nominal y la demanda de dinero. También está el mecanismo de la prima de riesgo de la UIP que alimenta los niveles de tasa de interés y la decisión de portafolio, que alimenta la volatilidad de la tasa de interés nominal y consecuentemente el nivel de la demanda de dinero.

En el apéndice se muestra el análisis de sensibilidad de una desviación estándar sobre la media de la tasa de interés nominal por un cambio de régimen de aversión al riesgo (ρ), la inversa de la elasticidad de la oferta de trabajo (η) y el grado de rigideces de precios (α).

4 Conclusiones

En este trabajo se muestra que varias características observables en economías que han pasado recientemente de un sistema de política monetaria que utiliza como instrumento agregados monetarios a un sistema de objetivos de tasas de interés. En particular, en aquellas economías, cambios en volatilidades como consecuencia del cambio de instrumento han afectado significativamente los valores promedios de las principales variables nominales tales como tasas de interés, inflación y agregados monetarios. Las características mencionadas previamente no pueden ser replicadas utilizando un modelo log-lineal convencional. Por ello en este trabajo se ha contribuido a la discusión al evaluar la solución de segundo orden para una economía pequeña y abierta típica para demostrar los efectos en volatilidades y medias. El modelo permite trabajar diferentes formas de prima de riesgo de la inflación, tasas de interés y agregados monetarios como se observaba en los datos. Además, se han identificado tres fuentes de primas por riesgo que afectan los niveles de la demanda de dinero, tasas de interés e inflación. El primero de ellos es el efecto de la volatilidad de tasas de interés en la decisión de portafolio. La segunda fuente de prima por riesgo proviene de la UIP y afecta los niveles de tasas de interés y la depreciación nominal, y la última fuente corresponde a los efectos de la incertidumbre de precios en la curva de Phillips. Estas tres fuentes de primas por riesgo provienen del vínculo entre la volatilidad macroeconómica y las medias incondicionales de las variables económicas. En este sentido, una reducción en la volatilidad de la tasa de interés nominal e inflación implican una reducción de la prima de riesgo de mantener moneda nacional, que en el equilibrio genera una caída de la inflación y tasa de interés esperadas, que producen un incremento en la demanda de dinero.

Referencias

- Benigno, Gianluca y Pierpaolo Benigno (2003), "Designing Targeting Rules for International Monetary Policy Cooperation" European Central Bank Paper No. 279
- Benigno, Pierpaolo y Michael Woodford (2003), "Optimal Monetary Policy and Fiscal Policy", *NBER Macroeconomic Annual 2003*, Cambridge, MA: MIT Press,
- Calvo, Guillermo (1983), Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Castillo, Paul y Carlos Montoro (2005), "Non-homothetic preferences and the asymmetric effects of monetary policy", Central Bank of Peru Working Paper 2005-08
- Clarida, Richard, Jordi Gali, y Mark Gertler (1999), "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, 37, pp. 1661-1707.
- Clarida, Richard, Jordi Gali, y Mark Gertler (2000), "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *Quarterly Journal of Economics*, 115, pp. 147-80.
- Clarida, Richard, Jordi Gali, y Mark Gertler (2001), "Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: An integrated approach", *American Economic Review*, 91/2, pp.248-252.
- Clarida, Richard, Jordi Gali, y Mark Gertler (2002), A Simple Framework for International Policy Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 49 (5) pp.879-904., 370-397
- Corsetti, Giancarlo y Paolo Pesenti (2002), "International Dimensions of Optimal Monetary Policy", NBER Working Paper #8230.
- Chari, V.V., Patrick J. Kehoe y Ellen R. McGrattan (2002), "Can Sticky Prices Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates?," *Review of Economic Studies* 69, 533-63.
- Christiano, Lawrence, Christopher Gust y Jorge Roldos (2003). Monetary Policy in a Financial Crisis *Journal of Economic Theory*, forthcoming
- De Gregorio, José (2003) Dinero e inflación: ¿en qué estamos?, Central Bank of Chile working papers Nº201.
- De Paoli, Bianca (2004), "Monetary Policy and Welfare in a Small Open Economy", CEP Working Paper - LSE
- Eichenbaum, Martin, Hansen, P. y K. Singleton (1988), A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice Under Uncertainty, *Quarterly Journal of Economics* 103, pp. 51-78.
- Felices, Guillermo y Vicente Tuesta (2005), "Monetary Policy in a Partial Dollarized Economy", mimeo.
- Gali, Jordi y Tommaso Monacelli (2002), " Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, National Bureau of Economic Research, Working Paper #8905.
- Hall, Robert (1998), "Intertemporal Substitution in Macroeconomics", *Journal of Political Economy* 96, pp. 339-57.
- Lane, Philip (1999), "The New Open Economy Macroeconomics: A Survey", *Journal of International Economics*, 54, pp. 235-266.
- Laxton, Douglas y Paolo Pesenti (2003), Monetary Rules for Small, Open, Emerging Economies, *Journal of Monetary Economics*, forthcoming.
- McCallum, Bennett (2001), "Monetary Policy Analysis in Models without money", Federal Reserve Bank of St. Louis.

- Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (1995), Exchange Rate Dynamics Redux. *Journal of Political Economy* 103, pp 624-60.
- Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (1998), Risk and Exchange Rates. *NBER* 6694.
- Poole, William (1970) "Optimal choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model", *Quarterly Journal of Economics*, 84, pp. 197-216.
- Rankin, Neil (1998), "Nominal Rigidity and Monetary Uncertainty in a Small Open Economy", *Journal of Economic Dynamics and Control* 22, pp. 679-702
- Schmitt-Grohe, Stephanie y Martin Uribe (2004). Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function, *Journal of Economic Dynamics*.
- Schmitt-Grohe, Stephanie y Martin Uribe (2001). "Closing Small Open Economy Models", *Journal of International Economics*.
- Selaive, Jorge D. y Vicente Tuesta (2003), "Net Foreign Assets and Imperfect Pass-through: The Consumption Real Exchange Rate Anomaly", Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper #764.
- Sutherland, Alan (2002) "A Simple Second-Order Solution Method for Dynamic General Equilibrium Models", unpublished, University of St. Andrews.
- Svensson, Lars (2000), "Open-Economy Inflation Targeting", *Journal of International Economics* 50.
- John Taylor (1993), Discretion Versus Policy Rules in Practice, *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 39, pp 195-214.

A Análisis de sensibilidad

En esta sección analizamos numéricamente los efectos de los cambios en los parámetros en los cambios de la desviación estándar y la media de la tasa de interés nominal debido al cambio de régimen.

Cambiando la aversión al riesgo (ρ)		
	Δ desv.est	Δ Media
$\rho=5$	-33%	-0,83%
$\rho=1$	-30%	-0,98%
$\rho=0,5$	-27%	-1,10%

Cambiando la inversa de oferta de trabajo (η)		
	Δ desv.est	Δ Media
$\eta=0,5$	-33%	-0,83%
$\eta=1$	-22%	-0,73%
$\eta=5$	-61%	-0,28%

Cambiando la rigidez de los precios (α)		
	Δ desv.est	Δ Media
$\alpha = 0,75$	-23%	-0,61%
$\alpha = 0,66$	-33%	-0,83%
$\alpha = 0,50$	-53%	-1,25%

Figura 1: Respuestas a impulsos - Choque a la demanda de dinero

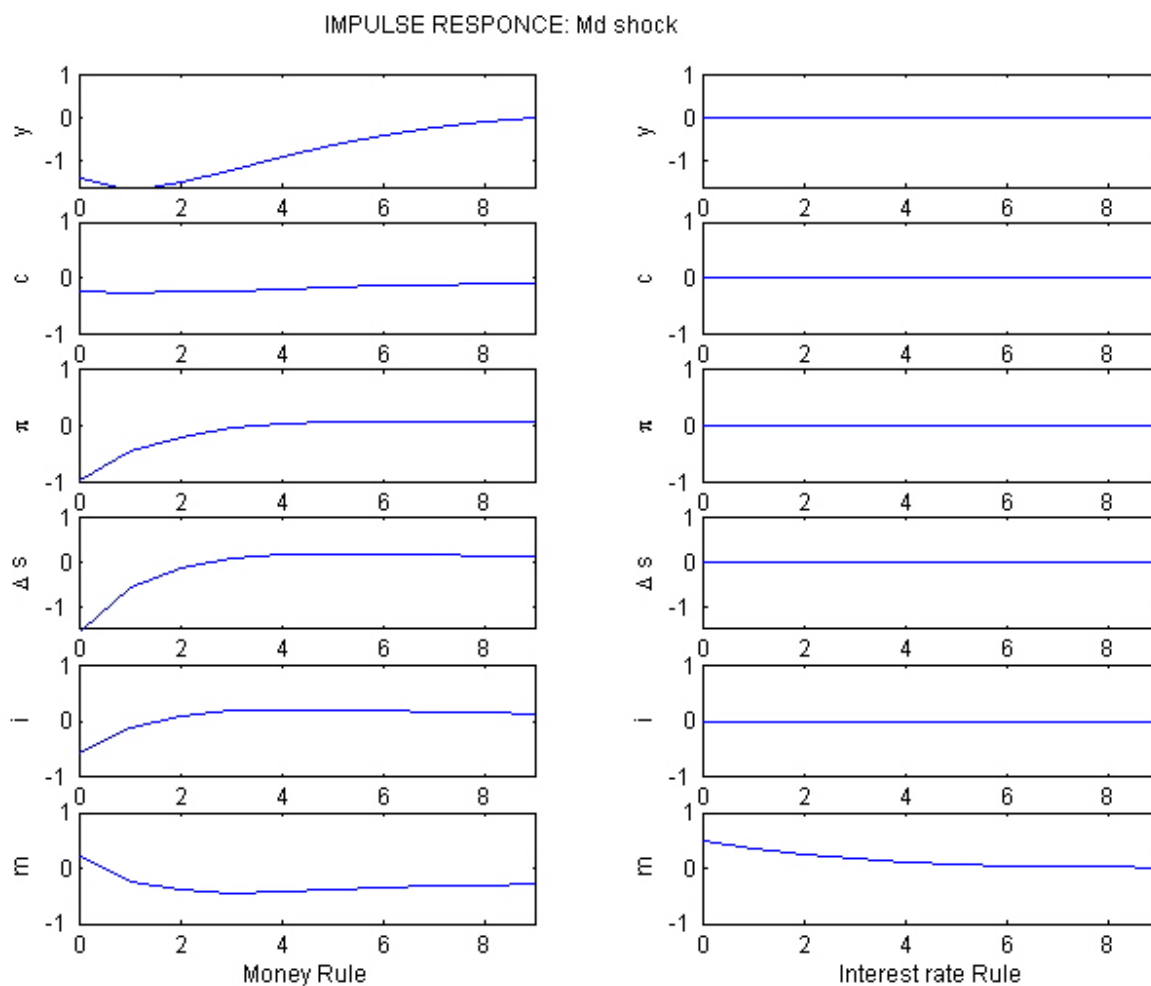


Figura 2: Respuestas a Impulsos - Choque a la tasa de interés externa

