

NÚMERO PUBLICACIÓN 565

RODOLFO CERMEÑO, JULIO MAMANI-PALACIOS\*

## Regímenes Monetarios y Volatilidad Del Tipo De Cambio Real: El Caso Peruano, 1995-2012

Importante

Los Documentos de Trabajo del CIDE son una herramienta para fomentar la discusión entre las comunidades académicas. A partir de la difusión, en este formato, de los avances de investigación se busca que los autores puedan recibir comentarios y retroalimentación de sus pares nacionales e internacionales en un estado aún temprano de la investigación.

De acuerdo con esta práctica internacional congruente con el trabajo académico contemporáneo, muchos de estos documentos buscan convertirse posteriormente en una publicación formal, como libro, capítulo de libro o artículo en revista especializada.

OCTUBRE 2013



[www.cide.edu](http://www.cide.edu)



## Resumen

---

*Este artículo busca evaluar empíricamente la volatilidad del tipo de cambio real en el Perú bajo dos regímenes de política monetaria: el Régimen de Saldo Monetarios, RSM, (1995:11–2001:12) y el Régimen de Metas Explícitas de Inflación, RMEI, (2002:01–2012:12). Se estima un modelo macroeconómico de pequeña escala en el espíritu de los modelos de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE) bajo un enfoque Neo-Keynesiano. Se encuentra fuerte evidencia de que la volatilidad del tipo de cambio real difiere bajo distintos esquemas de política monetaria, lo cual es consistente con los resultados teóricos de Gali y Monacelli (2005) y también con los resultados empíricos de Lastrapes (1989). Específicamente, se encuentra que la transición del RSM al RMEI ha estado acompañada de una reducción sustancial de la volatilidad del tipo de cambio real.*

**Clasificación JEL:** E52, E58

**Palabras Clave:** volatilidad, tipo de cambio real, política monetaria en Perú, regímenes monetarios, modelos DSGE.

## Abstract

---

*This paper evaluates empirically the volatility of real exchange rate in Peru under two regimes of monetary policy: the Monetary Targeting Regime, MTR, (1995:11–2001:12) and the Inflation Targeting Regime, ITR, (2002:01–2012:12). We estimate a small-scale macroeconomic model along the lines of the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) models, under a New-Keynesian approach. We find strong evidence that volatility of real exchange rate differs substantially across regimes which is consistent with the theoretical results of Gali y Monacelli (2005) and also with the empirical results of Lastrapes (1989). Specifically, we find that the transition from the MTR to ITR has been accompanied by a substantial reduction of real Exchange rate volatility.*

**JEL Classification:** E52, E58

**Keywords:** volatility, real Exchange rate, monetary policy in Peru, monetary regimes, DSGE models



# REGÍMENES MONETARIOS Y VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO REAL: EL CASO PERUANO, 1995–2012

RODOLFO CERMEÑO, JULIO MAMANI-PALACIOS\*

*División de Economía, CIDE*

Octubre de 2013

## Resumen

Este artículo busca evaluar empíricamente la volatilidad del tipo de cambio real en el Perú bajo dos regímenes de política monetaria: el Régimen de Saldos Monetarios, RSM, (1995:11–2001:12) y el Régimen de Metas Explícitas de Inflación, RMEI, (2002:01–2012:12). El estudio se basa en las estimaciones de un modelo macroeconómico de pequeña escala en el espíritu de los modelos de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE) de enfoque Neo-Keynesiano. Los resultados muestran fuerte evidencia de que la volatilidad del tipo de cambio real difiere bajo distintos esquemas de política monetaria, lo cual es consistente con los resultados teóricos de Gali y Monacelli (2005) y también con los resultados empíricos de Lastrapes (1989). Específicamente, se encuentra que la transición del RSM al RMEI ha estado acompañada de una reducción sustancial de la volatilidad del tipo de cambio real.

**Clasificación JEL:** E52, E58

**Palabras Clave:** volatilidad, tipo de cambio real, política monetaria, regímenes monetarios, modelos DSGE.

---

\*Rodolfo Cermeño: División de Economía, CIDE, Carretera México–Toluca 3655, Col. Lomas de Santa Fe, 01210, México D.F.; [rodolfo.cermeno@cide.edu](mailto:rodolfo.cermeno@cide.edu). Julio Mamani–Palacios: División de Economía, CIDE; [julio.mamani@alumnos.cide.edu](mailto:julio.mamani@alumnos.cide.edu).

# 1. Introducción

En las últimas dos décadas los Bancos Centrales prestaron más atención al diseño de política monetaria y su interacción con las principales variables de la economía. Así, la política monetaria ha tomado un papel preponderante en las economías del mundo, sobre todo en los países emergentes. En el caso de varios países latinoamericanos como Brasil (1999), Chile (2000), Colombia (1999), Perú (2002), México (2001), se ha observado transiciones de una regla monetaria a otra debido a su incompatibilidad con las condiciones macroeconómicas. En este contexto, y dadas las características estructurales que presenta un país como Perú<sup>1</sup>, se espera que cambios en los regímenes monetarios puedan generar distintos grados de volatilidad en el tipo cambio, y de esta manera afectar al desempeño económico de este país.

En la literatura sobre macroeconomía internacional, el tipo de cambio es una variable fundamental, puesto que los movimientos de ésta generan incertidumbre en el desenvolvimiento futuro de la economía. Este comportamiento, no sólo concierne al mercado cambiario y financiero sino también es de gran interés para los hacedores de política. Existe una extensa literatura que analiza el comportamiento del primer momento del tipo de cambio. No obstante, se considera relevante investigar el comportamiento del segundo momento ya que su variabilidad, que puede tomarse como una medida de incertidumbre, podría tener efectos importantes no solo en área financiera sino también en la macroeconomía y el crecimiento económico. Por ejemplo, Aghion *et al.* (2006) evidencian que la tasa de crecimiento de la productividad de largo plazo puede ser afectada de manera significativa por la volatilidad del tipo de cambio real. En particular, estos autores argumentan que en países con un nivel de desarrollo relativamente bajo, la volatilidad del tipo de cambio, por lo general, reduce el crecimiento. Por otra parte, Servén (2002) encuentra que la volatilidad del tipo de cambio real tiene un impacto fuertemente negativo en la inversión. Asimismo, el autor sostiene que este impacto es significativamente grande en economías con un alto grado de apertura comercial y con un sistema financiero poco desarrollado, como es el caso de la economía peruana. De aquí la importancia de estudiar el comportamiento del segundo momento del tipo de cambio.

Bajo este contexto, la presente investigación tiene como objetivo evaluar empíricamente la volatilidad del tipo de cambio real bajo dos regímenes de política monetaria para la economía peruana: el Régimen de Saldos Acumulados y/o Monetarios

---

<sup>1</sup>Perú es considerado como una pequeña economía abierta al resto del mundo, donde el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) –encargado del manejo de la Política Monetaria– actúa bajo un esquema de tipo de cambio flexible. Además, según el reporte de desarrollo financiero del World Economic Forum (2012), de una muestra de 62 países, Perú se encuentra en el puesto 41; dicha posición es un indicador de que la economía peruana no está financieramente desarrollada.

(período 1995:11 a 2001:12) y el Régimen de Metas Explícitas de Inflación (período 2002:01 a 2012:12). Para lograr tal objetivo, se utiliza un modelo de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE) debido a su extensa microfundamentación<sup>2</sup>. En esencia, estos modelos—de enfoque Neo-Keynesiano— consideran la presencia de rigideces nominales, lo que permite modelar endógenamente a la política monetaria haciéndola no neutral en el corto plazo.

Los resultados se basan en las estimaciones econométricas del modelo macroeconómico DSGE. Cabe resaltar que todas las ecuaciones del modelo son estimadas de manera simultánea, es decir, se hace una estimación de sistema. Se utiliza el Método Generalizado de Momentos (GMM) y el método de Máxima Verosimilitud (LM) con efectos GARCH. En este último caso, se hacen contrastes de hipótesis para determinar si existen diferencias significativas en las series de volatilidad del tipo de cambio real generadas para los dos regímenes considerados. Se obtiene fuerte evidencia de que la volatilidad del tipo de cambio real difiere bajo distintos esquemas de política monetaria. En particular, se obtiene que el descenso en la volatilidad del tipo de cambio real, luego de transitar del primer régimen al segundo, es de aproximadamente 36 puntos porcentuales con el método *System-GMM* y, en promedio, alcanza 32 puntos porcentuales con el método *System-GARCH*.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la segunda sección se hace una revisión de la literatura existente; en la tercera sección se presenta una descripción concisa de un modelo macroeconómico, en el espíritu de un modelo DSGE en su forma canónica; en la cuarta sección, se describe la metodología usada para estimar el modelo como un sistema de ecuaciones y se presentan los principales resultados obtenidos; finalmente, en la quinta sección, se presentan las conclusiones donde se hace un recuento de los principales hallazgos y se comenta sobre la agenda de investigación futura.

## 2. Revisión de la Literatura

En esta sección se aborda la literatura relevante sobre regímenes monetarios, la volatilidad del tipo de cambio, y la relación entre ambos. Por una parte, se tiene la línea de investigación sobre los diferentes regímenes de política monetaria y su viabilidad para una determinada región o país, destacando los trabajos de Clarida, Gali y Gertler (1998), Mishkin (1999), Mishkin y Savastano (2001), quienes evidencian que a través de los años, los Bancos Centrales han utilizado diversas herramientas de política monetaria con el fin de mantener una estabilidad económica.

---

<sup>2</sup>Ver, por ejemplo, Gali y Monacelli (2005), Moons *et.al.* (2007).

Clarida, Gali y Gertler (1998) analizan las reglas de política monetaria para dos conjuntos de países: los G3 (Alemania, Japón y los Estados Unidos) y los E3 (Gran Bretaña, Francia e Italia). En su estudio señalan que desde 1979 los Bancos Centrales del G3 han usado una forma implícita de metas de inflación; mientras que los países de E3 usaron alguna variación de la regla de tipo de cambio fijo. Con base en sus resultados, los autores sostienen que el enfoque de metas de inflación puede ser superior a los mecanismos del tipo de cambio fijo. Esto debido a que un esquema de metas de inflación puede ser fácilmente entendido y seguido por el sector privado; además, conduce a construir y mantener la credibilidad de los Bancos Centrales. Sin embargo, es difícil construir credibilidad a través de un mecanismo de tipo de cambio fijo, debido al estrés de la economía que resulta de la pérdida del control monetario.

Por su parte, Mishkin (1999) examina experiencias internacionales con cuatro tipos de regímenes de política monetaria: metas de tipo de cambio, metas monetarias, metas de inflación, y política monetaria con un ancla nominal implícita. Concluye que la transparencia y la rendición de cuentas son cruciales para que una política monetaria discrecional produzca resultados positivos en el largo plazo, los cuales son tener una baja inflación y un ambiente económico estable. Además, el autor sostiene que la aplicabilidad de estos regímenes dependerá de las características individuales de cada país. Aunado a esto, tenemos a Mishkin y Savastano (2001) que analizan las estrategias de política monetaria para países de América Latina. Estos autores hacen hincapié en que el debate debe enfocarse en políticas monetarias discrecionales. Bajo este enfoque, sugieren tres estrategias de política monetaria para América Latina: tipo de cambio fijo, metas monetarias y metas inflacionarias. Además, argumentan que el principal factor para la aplicabilidad de estas estrategias es el ambiente institucional de cada país, por ejemplo, la independencia del Banco Central. Por otra parte, sostienen que las metas monetarias no son viables y que la tendencia para los países Latinoamericanos ha sido la adopción de regímenes de metas de inflación.

Por otro lado, cabe preguntarse si los cambios en política monetaria generan volatilidad -entendida como la variabilidad de una variable alrededor de su media o tendencia- en las variables de interés de una economía emergente. Para entender ésta posible relación, veamos la importancia de la volatilidad de una variable agregada en una economía en vías de desarrollo. La volatilidad importa porque permite que los agentes de la economía, con base en sus expectativas, puedan hacer planes para el futuro. En este sentido, uno de los factores más importantes en una economía pequeña y abierta es la volatilidad del tipo de cambio, ya que la excesiva variabilidad de esta variable tiene efectos significativos en las decisiones tomadas por los hacedores de política y los agentes de la economía. En los últimos años,

se ha estudiado el efecto de la incertidumbre cambiaria sobre diversas variables macroeconómicas (Coté 1994, Hau 2002, Grier y Hernández-Trillo 2004, Cermeño y Oliva 2010, Demir 2010).

Coté (1994) examina la relación entre la volatilidad del tipo de cambio y el comercio, y encuentra como evidencia que los efectos de la volatilidad cambiaria en el comercio son mixtos. Es decir, los efectos de la volatilidad del tipo de cambio en el comercio pueden ser: 1) directos, esto a través de la incertidumbre y los costos de ajuste de las empresas; o 2) indirectos, vía la estructura del producto, la inversión y las políticas de gobierno. También sostiene que una volatilidad no anticipada puede generar un impacto mayor frente a la anticipada.

Por su parte, Hau (2002) estudia la relación entre la volatilidad del tipo de cambio real y la apertura comercial utilizando datos reportados en las Estadísticas Financieras Internacionales (IFS), durante el período 1980 – 1998 para una muestra de 48 países, en particular para los países de la OECD, encuentra una relación significativamente negativa entre la apertura y la volatilidad del tipo de cambio real. Es decir, las economías con una elevada apertura comercial tienen una baja volatilidad cambiaria. Además, muestra que ésta relación es robusta a la inclusión de diversas variables de control tales como: PBI per cápita, independencia del Banco Central y elecciones de regímenes cambiarios.

En la misma línea, Grier y Hernández-Trillo (2004) analizan los factores de política económica que afectan el proceso del tipo de cambio real (TCR) y los efectos de este en la economía real. Con datos de México y Estados Unidos para el período 1971 – 1998, los autores construyen un modelo GARCH-M multivariado para el producto y el TCR, y evidencian que para el caso mexicano las apreciaciones altas del tipo de cambio real crean más volatilidad. Además, al controlar los efectos directos del comercio en el crecimiento, estos autores muestran que la volatilidad del TCR afecta negativamente al crecimiento de la producción industrial. De igual forma, Cermeño y Oliva (2010) usan datos mensuales de la economía mexicana para el período 1993 – 2009 y apoyan la existencia de una relación entre la tasa de depreciación cambiaria y su volatilidad; así como de un efecto negativo de la incertidumbre cambiaria sobre la tasa de crecimiento del producto.

Utilizando un modelo panel para empresas privadas de una economía emergente como Turquía, Demir (2010) explora los efectos de la volatilidad del tipo de cambio sobre el empleo durante el período de 1983 – 2005. Encuentra que la volatilidad cambiaria —e incertidumbre— tiene un efecto económico negativo en el crecimiento del empleo de las empresas manufactureras.

Con base en los resultados anteriores, una de las cuestiones importantes para las economías pequeñas y abiertas es la disponibilidad de instrumentos de política que les permitan reducir la excesiva volatilidad del tipo de cambio. Debido a esto, los bancos centrales—como encargados del manejo de política monetaria—a través de los años han implementado diversos regímenes monetarios buscando reducir la variabilidad de la inflación y del tipo de cambio, con el objeto de mejorar el desempeño económico de cada país.

Existe cierta evidencia que diferentes regímenes de política monetaria pueden generar distintos grados de volatilidad en el tipo de cambio. En esta línea puede citarse a Lastrapes (1989), quien muestra empíricamente, a través de un proceso de Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva (ARCH), que cambios en los regímenes de política monetaria de Estados Unidos de América (EUA) afectan significativamente no sólo a la media, sino también a la varianza del tipo de cambio nominal. Además, sostiene que estos cambios contribuyen a la persistencia de la volatilidad del tipo de cambio. El impacto de cambios de política monetaria sobre el tipo de cambio ocurre—virtualmente—de manera instantánea; no obstante, los cambios no anticipados generan mayores impactos que los anticipados (Kearns y Manners, 2005).

Entre la literatura más cercana a esta investigación se puede citar a Gali y Monacelli (2005) y Cermeño, Villagómez y Orellana (2012). Los primeros relacionan directamente los regímenes monetarios con el segundo momento del tipo de cambio a través de un modelo teórico de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE) Neo-Keynesiano para una pequeña economía abierta. Enfatizan que la política monetaria puede llegar a ser una herramienta potencial de estabilización económica, sobre todo en el corto plazo. Estos autores evalúan tres regímenes alternativos de política monetaria para una pequeña economía abierta: 1) regla de Taylor basada en inflación doméstica, 2) regla de Taylor basada en IPC y 3) tipo de cambio fijo. Además, muestran que estos regímenes monetarios pueden ser diferenciados de acuerdo al nivel de volatilidad que generen en el tipo de cambio. A través de una aproximación de segundo orden de la función de pérdida del Banco Central, generan un ranking de estas reglas monetarias. Los autores encuentran que una regla de Taylor basada en la inflación doméstica genera un mayor bienestar que una regla de Taylor basada en el IPC. Sin embargo, los efectos que generan sobre la volatilidad del tipo de cambio son al revés, es decir, una regla de Taylor basada en IPC genera menor volatilidad.

Finalmente, Cermeño et al. (2012) estiman un sistema basado en un modelo de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE) Neo-Keynesiano para la economía mexicana. Como se ha mencionado anteriormente, esta clase de modelos incorporan rigideces nominales y permiten modelar endógenamente la política monetaria, i.e.,

la política monetaria es no neutral en el corto plazo. Los autores, al permitir que el Banco Central tome en cuenta el comportamiento del tipo de cambio en su función de reacción, encuentran que esta variable responde fuertemente a cambios en política monetaria generando efectos sobre variables como la producción e inflación.

En síntesis, la literatura vista anteriormente sugiere que cambios en los regímenes monetarios pueden tener efectos en la volatilidad de las variables macroeconómicas. En lo que respecta al estudio de los diferentes regímenes de política monetaria y su impacto en el segundo momento del tipo de cambio en economías emergentes como Perú la literatura es relativamente escasa. De esta forma, la presente investigación busca contribuir en este tema mediante el estudio empírico del papel que juegan los regímenes monetarios en el estado de una economía pequeña y abierta.

## **2.1. Regímenes de Política Monetaria en el Perú**

### **2.1.1. Régimen de Saldos Monetarios (Acumulados)**

Luego del proceso hiperinflacionario observado hacia fines de los años 80 (1988–1990), la economía peruana mostró un alto grado de dolarización de activos (Armas, Grippa, Quispe y Valdivia, 2001)<sup>3</sup>. Además, estos autores sostienen que en 1990, con una tasa anual de inflación de 7650 por ciento, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) toma la decisión acerca de qué políticas adoptar para poder controlar la inflación, siendo la elección del régimen cambiario y del ancla nominal<sup>4</sup>. Este episodio hiperinflacionario restó credibilidad al Banco Central. Por lo tanto, la política monetaria en la década de 1990 se ha caracterizado por una estrategia de reducción gradual de la tasa de inflación. A lo largo del tiempo, este gradualismo para reducir la inflación hizo posible establecer una fuerte credibilidad del Banco Central en el control de la tasa de inflación y a la par minimizar los costos reales del proceso de desinflación en la economía peruana (Armas *et al.*, 2001).

### **2.1.2. Régimen de Metas Explícitas de Inflación**

En el apartado anterior se vio que el BCRP utilizó el esquema de metas monetarias durante el proceso de desinflación de 1991 a 2001. No obstante, Armas y Grippa

---

<sup>3</sup>Los autores indican que, a finales de los años 90, alrededor del 70 por ciento del total de obligaciones del sistema bancario con el sector privado estaba denominado en dólares. No obstante, la moneda nacional prevalecía como medio de pago y la mayoría de los precios en particular los de los bienes no durables y los sueldos y salarios se establecían en soles. Por consiguiente, Armas *et al.*, (2001) argumentan que el tipo de dolarización en el Perú correspondía a una de sustitución de activos y no a una sustitución monetaria.

<sup>4</sup>El alto grado de dolarización de activos, sumado a una alta frecuencia de choques externos sobre la economía peruana, sugería que un régimen de flotación cambiaria era el apropiado, mientras que el registro de tasas de inflación extremadamente altas indicaba que un ancla monetaria resultaba ser una mejor opción que el establecimiento de una tasa de interés como meta (Armas *et al.*, 2001).

(2008) argumentan que en el nuevo entorno de baja inflación la tasa de crecimiento de la emisión primaria se hizo menos predecible y, por tanto, ya no resultaba apropiada para comunicar la posición de política monetaria. En consecuencia, y dada su autonomía e independencia operativa, en el 2002 el BCRP adoptó un esquema de Metas Explícitas de Inflación<sup>5</sup>. Las decisiones de política monetaria se reflejan en los cambios de las metas operativas del BCRP (Armas y Grippa, 2008). Por otra parte, la meta de inflación en el Perú es la más baja de América Latina (2.5 por ciento entre 2002—2006 y 2 por ciento desde 2007, +/- un punto porcentual). Dada esta estabilidad de precios, la moneda local se encuentra en mejor posición para competir con el dólar estadounidense.

### 3. El Modelo

La evaluación de los regímenes de política monetaria y sus efectos en las principales variables macroeconómicas de una economía emergente requiere de un enfoque analítico lo suficientemente rico y conciso como para capturar las interacciones dinámicas fundamentales. En este sentido, los recientes desarrollos en la literatura macroeconómica, en particular de la política monetaria, han puesto de relieve el uso de modelos de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE) debido a su extensa microfundamentación; la cual permite superar la crítica de Lucas (1976), donde se argumenta que las expectativas de los agentes debería cambiar a medida que ocurran cambios en las políticas de gobierno. En esencia, estos modelos—de enfoque Neo-Keynesiano— consideran la presencia de rigideces nominales, lo que permite modelar endógenamente a la política monetaria, haciéndola no neutral en el corto plazo. La estructura de una versión simple de este tipo de modelos comprende, básicamente, un sistema de ecuaciones compuestas por una curva de demanda y otra de oferta agregadas. Dado el rol que juega el tipo de cambio en una economía emergente, se hacen extensiones de la versión básica del modelo considerando explícitamente mecanismos de transmisión relevantes para una economía pequeña y abierta al resto del mundo (Svensson 2000, Moons et al. (2007), Galí y Monacelli 2005, entre otros). Para completar el modelo es usual considerar una regla de tasa de interés que refleja el comportamiento del Banco Central.

A continuación, se presentan las especificaciones de un sistema de cuatro ecuaciones —demanda agregada, oferta agregada, función de reacción de la política monetaria, y dinámicas del tipo de cambio— que en su conjunto conforman el

---

<sup>5</sup>Existe evidencia de que Perú es la única economía—al menos hasta la década pasada—con un alto grado de dolarización financiera que ha adoptado un esquema de metas explícitas de inflación para llevar a cabo su política monetaria.

modelo estructural en la que se basa la presente investigación. Este enfoque permitirá analizar las propiedades e implicaciones macroeconómicas de los distintos regímenes de política monetaria.

Por un lado, tenemos la ampliamente estudiada ecuación IS dinámica, que en este caso caracteriza a la demanda agregada. Galí y Monacelli (2005) resuelven analíticamente un modelo de equilibrio general, en el cual los consumidores maximizan una función de utilidad intertemporal, y obtienen una ecuación tipo IS que incluye expectativas futuras que toma la siguiente forma:

$$y_t = E_t\{y_{t+1}\} - \alpha_1(i_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \bar{r}) \quad (1)$$

donde  $y_t$  es la brecha del producto y  $(i_t - E_t\pi_{t+1})$  es la tasa de interés real.

Siguiendo de cerca a Moons et al. (2007), la ecuación (1) puede ser extendida de tal manera que el producto esté en función del producto del período pasado, producto esperado, tasa de interés real (expresada como una desviación de la tasa de interés real de equilibrio), gasto neto del gobierno, exportaciones netas y un factor estocástico.

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 E_t y_{t+1} - \alpha_3 (r_t - \bar{r}) + \alpha_4 q_t + \alpha_5 g_t + \alpha_6 y_t^* + \varepsilon_t^d \quad (2)$$

donde  $q_t = (e_t + p_t^* - p_t)$  es el tipo de cambio real y  $r_t = i_t - E_t\pi_{t+1}$  es la tasa de interés real. La variable  $i_t$  representa la tasa de interés nominal de corto plazo (el instrumento de política del banco central),  $p_t$  es el nivel general de precios,  $\pi_t$  es la inflación,  $g_t$  es el balance fiscal (un valor positivo de  $g$  denota un déficit fiscal),  $e_t$  es el tipo de cambio nominal (un aumento implica depreciación),  $\bar{r}$  es la tasa de interés real de equilibrio,  $p_t^*$  y  $y_t^*$  representan el precio y la brecha del producto del exterior, respectivamente. El término  $\varepsilon_t^d$  es un error estocástico que captura los choques a la demanda agregada.

Por otra parte, la curva de oferta agregada está caracterizada por una Curva de Phillips Neo-Keynesiana (NKPC) que resulta del lado de las empresas, las cuales fijan los precios de sus productos con el fin de maximizar beneficios en un contexto de competencia monopolística. Como se muestra en Galí y Monacelli (2005), la forma general de esta curva puede ser formulada de la siguiente manera:

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \kappa y_t \quad (3)$$

donde la variable  $\pi_t$  representa la inflación en el tiempo  $t$ ,  $\beta$  es el peso sobre la inflación esperada,  $y_t$  representa la brecha del producto, y la pendiente de la curva de Phillips está representada por el parámetro  $\kappa$ .

Desarrollos recientes en la literatura sugieren versiones híbridas de la NKPC. Por ejemplo, siguiendo a Roberts (2006) y Moons et al. (2007), se plantea una versión que incluye, además de la inflación esperada, la inflación del período pasado. Adicionalmente, se toma en cuenta el efecto de la inflación importada. Bajo estas consideraciones, una versión híbrida de la nueva NKPC se representa como sigue:

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 E_t \pi_{t+1} + \beta_3 y_t + \beta_4 (\pi_t^* + \Delta e_t) + \varepsilon_t^s \quad (4)$$

donde  $\pi_{t-1}$  representa la inflación del período pasado,  $\beta_2$  es el peso sobre la inflación esperada, la persistencia de la inflación es medida por  $\beta_1$ ,  $e_t$  es el tipo de cambio nominal (un aumento corresponde a una depreciación),  $\pi_t^*$  es la inflación del sector externo. Finalmente, el término  $\varepsilon_t^s$  es una perturbación al proceso de la inflación, usualmente interpretada como un choque de oferta.

En vista que el tipo de cambio juega un rol importante en la determinación de las curvas de demanda y oferta agregada de una economía emergente, Svensson (2000) hace notar algunas consecuencias sustanciales de incluir esta variable en el modelo. Primero, el tipo de cambio genera canales adicionales de transmisión de política monetaria; por ejemplo, en una economía abierta, esta variable afecta a los precios relativos, lo cual a su vez, a través de los términos de intercambio, termina afectando a la demanda agregada. Por lo tanto, es lógico pensar que, dada la variedad de canales de transmisión en una economía abierta, la política monetaria puede responder de manera más rápida en este contexto, en comparación a su contraparte cerrada. Segundo, al ser el tipo de cambio el precio de un activo, está necesariamente determinado de manera prospectiva (*forward-looking*), de esta manera hace que la inclusión de variables con expectativas sea esencial para evaluar el desempeño de la economía. Por último, algunas perturbaciones del sector externo, tales como variaciones en la inflación, tasa de interés, y el riesgo país, son transmitidas a través del tipo de cambio. Entonces, la demanda agregada por bienes domésticos estará directamente afectada por los cambios en la demanda externa por bienes domésticos. Dicho lo anterior, existen razones considerables para incluir una especificación explícita en nuestro modelo que describa el comportamiento del tipo de cambio. Por lo tanto, con base en Svensson (2000) y Moons et al. (2007), se invoca a la paridad de poder compra (PPP) de tal manera que la variable  $q_t$  es el (log) del tipo de cambio real, definida como:

$$q_t \equiv e_t + p_t^* - p_t \quad (5)$$

donde  $p_t$  y  $p_t^*$  representan el (log) del nivel de precios domésticos y del sector externo, respectivamente. Adicionalmente, asumimos que el tipo de cambio se ajusta de manera que la paridad descubierta de tasas de interés (UIRP) se cumpla; entonces, el

tipo de cambio real puede ser expresado como:

$$q_t = E_t q_{t+1} + (r_t - r_t^*) + \varepsilon_t^q \quad (6)$$

donde  $\varepsilon_t^q$  es la prima de riesgo cambiario, esta variable incorpora cualquier perturbación residual al tipo de cambio, incluyendo cambios en portafolio, preferencias, efectos de credibilidad, etc.

No obstante, estudios empíricos sugieren que para caracterizar mejor el comportamiento del tipo de cambio, es conveniente utilizar una especificación más flexible de tal manera que el ajuste a su nivel de equilibrio de largo plazo sea gradual (Eichenbaun y Evans 1995), por lo tanto, se tiene la siguiente especificación:

$$q_t = \sum_{j=1}^J c_{1j} q_{t-j} + c_2 [E_t q_{t+1} + (r_t^* - r_t)] + \varepsilon_t^q \quad (7)$$

Finalmente, para completar el modelo es necesario formular una función de reacción del Banco Central. Después de la publicación de la regla de Taylor (Taylor 1993) se ha propuesto una extensa gama de reglas—modificadas—de política monetaria (Clarida et al. 1999, Torres 2002, Chinn 2008, Cermeño et al. (2012), entre otros). En esta investigación se optará por una versión híbrida de las reglas de Taylor propuestas por Torres (2002), Chinn (2008), Salas (2010) y Cermeño et al. (2012), donde se argumenta que los rezagos de la tasa de interés tienen un buen ajuste para una economía pequeña y abierta como es el caso de Perú. En particular, Chinn (2008) y Cermeño et al. (2012) argumentan que pueden existir respuestas no lineales por parte del Banco Central. De esta manera una regla de interés aumentada en el espíritu de la regla de Taylor se especifica como sigue:

$$i_t = \theta_1 i_{t-1} + (1 - \theta_1) \{ \theta_2 \bar{i}_t + \theta_3 E_t [\pi_{t+1} - \bar{\pi}_{t+1}] + \theta_4 y_t + \sum_{k=1}^K \theta_{5k} E_t [q_{t+1}]^k \} + \varepsilon_t^i \quad (8)$$

donde  $\bar{\pi}_t$  denota la meta de inflación del Banco Central la cual puede variar con el tiempo,  $i_t$  es la tasa de interés de corto plazo que controla el Banco Central. Por su parte,  $\bar{i}_t$  es la tasa de interés nominal natural.  $E_t [q_{t+1}]$  es la expectativa del tipo de cambio real medida como una desviación con respecto a su tendencia cuadrática. Cabe notar que, al especificar de esta manera la regla de Taylor, se permite que el Banco Central—por medio de  $i_t$ —reaccione de manera no lineal frente a variaciones en la expectativa del tipo de cambio real.

En resumen, el modelo macroeconómico está compuesto por las ecuaciones: (2), (4), (7) y (8) que representan la demanda agregada, oferta agregada, dinámica del tipo de cambio, y la función de reacción del Banco Central de Reserva.

## 4. Metodología y Resultados Empíricos

En esta sección se discute, a grandes rasgos, la metodología usada para la estimación de los parámetros estructurales del modelo macroeconómico. Así mismo, se presentan las estimaciones relevantes del sistema de ecuaciones.

### 4.1. Metodología

La literatura muestra que para los modelos con expectativas racionales<sup>6</sup>, es decir, modelos que incluyen términos con expectativas, tales como  $E_t[x_{t+1}]$ , hay dos opciones para su estimación econométrica. El primer enfoque consiste en resolver el modelo usando información sobre su estructura, de tal manera que las expectativas se expresen sólo en términos de variables observables y luego proceder con la estimación econométrica. El segundo enfoque utiliza el hecho de que, por definición, el valor realizado (*ex-post*) de cualquier variable es igual a su valor esperado más un error de predicción, es decir,  $x_{t+1} = E_t[x_{t+1}] + \varepsilon_{t+1}$ . Así, cuando se utilizan los valores realizados a posteriori se introduce términos como  $E_t[x_{t+1}] = (x_{t+1} + \varepsilon_{t+1})$  en el lado derecho de la ecuación y de esta manera se genera endogeneidad por construcción entre  $x_{t+1}$  y  $\varepsilon_{t+1}$ , lo cual formará parte del residual.

En este contexto, los métodos de variables instrumentales serían consistentes, pero no eficientes ya que ignoran el hecho de que todas las ecuaciones están relacionadas y lo mismo aplica para una estimación por el Método Generalizado de Momentos (GMM) uniecuacional. Bajo estas circunstancias, lo más adecuado sería utilizar el estimador GMM multiecuacional o más conocido como *system GMM*.

En la presente investigación se adopta el segundo enfoque. Dado que las ecuaciones que describen la dinámica de la economía incluyen variables a futuro que se miden por sus valores realizados a posteriori, no es posible utilizar métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), ya que existe endogeneidad por construcción.

En suma, cuando se usan los valores a posteriori de las variables no predeterminadas en lugar de sus valores previos o esperados, el término de error global de una ecuación se convierte en una combinación lineal de un choque exógeno y el error de

---

<sup>6</sup>En estos modelos se asume que las variables endógenas no sólo están en función de otras variables endógenas y exógenas, sino que también dependen de las expectativas de las variables endógenas.

predicción de las variables a futuro, y este a su vez se correlaciona con los valores *ex-post* incluidos en la parte derecha de la ecuación.

En este sentido, la estimación como sistema es necesaria con el fin de tener en cuenta la probable correlación cruzada entre las diferentes ecuaciones del modelo macroeconómico, de esta manera el estimador *system-GMM* será asintóticamente insesgado y eficiente. Adicionalmente, con el objeto de contrastar los resultados obtenidos por el método de estimación *system-GMM* y dado que el objetivo central es analizar el comportamiento de la volatilidad del tipo de cambio real a lo largo del tiempo, se hace uso del enfoque de Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva Generalizado (GARCH)<sup>7</sup>, el cual permite estimar el sistema de manera simultánea así como los procesos de volatilidad asociados a las variables endógenas.

## 4.2. Descripción de los datos

En este apartado se describe brevemente los datos utilizados para estimar el modelo propuesto para la economía peruana. Por un lado, la actividad económica se modela por medio de la brecha del logaritmo del producto mensual desestacionalizado con respecto a su nivel potencial o tendencia<sup>8</sup>. Como es usual en la literatura, el nivel potencial es obtenido a partir del filtro de Hodrick y Prescott (1997)<sup>9</sup>. La inflación subyacente se define como el cambio mensual en el logaritmo del componente subyacente del Índice de Precios al Consumidor (IPC) ajustado por estacionalidad. El tipo de cambio real está medido por el índice de tipo de cambio real multilateral, que a su vez es tomado de las bases de datos de Banco Central Reserva del Perú (BCRP). Se toma en cuenta la tasa de interés nominal de corto plazo bajo la definición de la tasa de interés interbancaria, pues se considera que el banco central ejerce un control sólido sobre el comportamiento de esta variable a través de la fijación de su postura de política. Como indicador del tipo de cambio nominal se utiliza el promedio mensual del tipo de cambio bancario expresado en nuevos soles por dólar. En esta investigación, la postura de política fiscal del gobierno se calcula como las variaciones mensuales desestacionalizadas del resultado primario real en millones de nuevos soles<sup>10</sup>. La inflación objetivo se construye a través de la

---

<sup>7</sup>Para mayores detalles sobre este enfoque ver Bollerslev (1986, 1990), Bauwens *et al.* (2006)

<sup>8</sup>El nivel del producto mensual es tomado de las Notas Semanales del Banco Central de Reserva del Perú y corresponde a la definición de Producto Bruto Interno (índice 1994=100). El método de desestacionalización empleado en esta investigación es el Census X12-ARIMA.

<sup>9</sup>Cabe resaltar que los valores positivos de la brecha indican niveles de actividad económica por encima de su nivel potencial y por el contrario, los valores negativos hacen referencia a que el nivel producción se encuentra por debajo del potencial.

<sup>10</sup>Este instrumento se usa como *proxy* del indicador de impulso fiscal que mide el impacto de la política fiscal sobre el nivel de la actividad económica.

interpolación lineal, mensual, de las metas de inflación reportadas por el BCRP en sus informes de inflación y otras publicaciones.

Por otro lado, la brecha de producto del resto del mundo se define a partir del logaritmo del Índice de Producción Industrial (IPI)<sup>11</sup> desestacionalizado de Estados Unidos de América. De manera similar al caso anterior, la brecha se calcula como la desviación del logaritmo del IPI con respecto a su nivel de tendencia obtenido con el filtro de Hodrick-Prescott. La inflación externa se mide como el cambio mensual en el logaritmo del Índice de Precios al Consumidor (CPI) de Estados Unidos. La tasa de interés nominal de corto plazo del sector externo se define como la tasa nominal de *Treasury Bills* a 4 semanas del mercado secundario de Estados Unidos<sup>12</sup>.

#### 4.2.1. Períodos de Estimación

Dado que el objetivo de esta investigación es buscar evidencia de que los distintos regímenes monetarios generan diversos grados de volatilidad en el tipo de cambio, se consideran dos sub-muestras que están en frecuencias mensuales y corresponden a los diferentes regímenes de política monetaria prevalecientes en Perú.

La primera sub-muestra comprende de 1995:11 a 2001:12<sup>13</sup>, y corresponde al período en el cual la conducción monetaria por parte del BCRP se basó en la aprobación de metas operativas para el volumen de liquidez disponible de la banca, con el fin de lograr cumplir una meta de crecimiento de la emisión primaria. En otras palabras, este período corresponde al Régimen de Saldos Acumulados y/o Monetarios. La segunda sub-muestra incluye observaciones desde 2002:01 a 2012:12, período en el cual el BCRP adopta el Régimen de Metas Explícitas de Inflación (RMEI).

### 4.3. Resultados de la Estimación del Modelo Macro

En este apartado se presentan los resultados de las estimaciones del modelo macroeconómico propuesto, representado por un sistema de cuatro ecuaciones: (2), (4), (7) y (8), que son la curva de demanda agregada, curva de oferta agregada, dinámica del tipo de cambio, y una regla de Taylor modificada del Banco Central, respectivamente. Se consideran dos conjuntos de resultados de la estimación. El

---

<sup>11</sup>Este índice es utilizado como *proxy* mensual de los movimientos del producto interno norteamericano.

<sup>12</sup>Dado que no se encontraron los rendimientos históricos de esta variable para los primeros años de la primera sub-muestra, se optó por calcularlos de manera implícita a partir de la tasa de interés nominal de *Treasury Bills* a 3 meses del mercado secundario.

<sup>13</sup>La muestra fue elegida con base en la disponibilidad de datos para todas las variables del modelo.

primer sistema incluye la muestra que comprende de 1995:11 a 2001:12 que corresponde al Régimen de Saldos Monetarios. El segundo conjunto incluye observaciones desde 2002:01 hasta 2012:12, período en cual el BCRP adopta el Régimen de Metas Explícitas de Inflación.

Para obtener los resultados empíricos se utiliza dos métodos econométricos, los cuales son estándares en la literatura, el Método Generalizado de Momentos (GMM) y el Método de Máxima Verosimilitud – GARCH.

#### **4.3.1. Método Generalizado de Momentos (GMM)**

El método de estimación GMM fue formalizado por Hansen (1982), y desde entonces ha sido ampliamente utilizado en modelos de economía y finanzas. El estimador GMM pertenece a la clase de modelos conocidos como estimadores  $M$  (*M-estimators*) y se definen a partir de la minimización de alguna función criterio. A diferencia del método de estimación de Máxima Verosimilitud (ML), GMM no requiere información sobre la distribución de las perturbaciones; la estimación GMM se basa en el supuesto de que los errores en las ecuaciones no están correlacionados con el conjunto de instrumentos.

Para capturar las correlaciones que pudieran existir entre las variables de las diferentes ecuaciones del modelo macroeconómico es necesario hacer la estimación de sistema, así *System-GMM* será un estimador consistente y asintóticamente eficiente. Algunos estudios empíricos sobre política monetaria apoyan este enfoque. Por ejemplo, Favero y Rovelli (2003) y Rodríguez (2008) recomiendan la estimación de un sistema de ecuaciones de manera simultánea para permitir la posibilidad de recuperar los parámetros asociados a las preferencias de la autoridad monetaria y la estructura de la economía.

En base a las consideraciones anteriores, se estima el sistema de cuatro ecuaciones que describen la dinámica de la economía. La Tabla 1 presenta los resultados de estimación para el Régimen de Saldos Monetarios que comprende la primera sub-muestra (período 1995:11 – 2012:12).

Tabla 1

Resultados de la Estimación *System-GMM*: Régimen de Saldos Monetarios

Demanda Agregada: $y$		Oferta Agregada: $\pi^s$		Tipo de Cambio Real: $q$		Regla del BCR: $i$	
$a_1$	0.205*** (0.005)	$b_1$	0.384*** (0.007)	$c_{11}$	1.271*** (0.008)	$d_1$	0.449*** (0.008)
$a_2$	0.243*** (0.006)	$b_2$	0.538*** (0.009)	$c_{12}$	-0.319*** (0.007)	$d_2$	1.143*** (0.015)
$a_3$	-0.063*** (0.003)	$b_3$	0.020*** (0.000)	$c_{13}$	0.229*** (0.013)	$d_3$	1.575*** (0.060)
$a_4$	1.3E-04*** (0.000)	$b_4$	0.047*** (0.002)	$c_{14}$	-0.252*** (0.006)	$d_4$	0.188*** (0.036)
$a_5$	9.9E-04*** (0.000)			$c_2$	0.071*** (0.003)	$d_5$	1.521*** (0.262)
$a_6$	0.164*** (0.013)						
$Adj.R^2$	0.03		0.66		0.91		0.41
$Reg.s.e.$	0.0239		0.0015		0.0128		0.0406
$Sum\hat{u}^2$	0.0384		0.0002		0.0111		0.1136
Instrum.:	$\Delta y_{t-j}, g_{t-k}$ $(r_{t-h} - \bar{r}_{t-h}),$ $\Delta y_{t-i}^*$		$\pi_{t-j}^s, \Delta y_{t-m},$ $\Delta e_{t-m}$		$E_{t-j}[q_{t-j+1}] +$ $(r_{t-j}^* - r_{t-j}),$ $q_{t-n}, \Delta y_{t-i}$		$E_{t-j}[\pi_{t-j+1}$ $-\bar{\pi}_{t-j+1}],$ $\Delta y_{t-j}, i_{t-k}$
	Determinant residual covariance: 1.94E-16				J-statistic: 0.3293		

Los valores en paréntesis son las desviaciones estándar. Las ecuaciones incluyen al término constante como instrumento.

Los índices de los instrumentos son:  $j = 1, \dots, 12$ ;  $i = 1, \dots, 6, 9$ ;  $h = 2, \dots, 12$ ;  $k = 2, \dots, 6, 9$ ;  $m = 1, \dots, 6$ ;  $n = 6, \dots, 12$ .

Los resultados de la ecuación de demanda agregada aparecen en la primera columna de la Tabla 1.

Por una parte, se aprecia que la elasticidad de la brecha de producto con respecto a la brecha de la tasa de interés es negativa, lo cual está acorde con la teoría. Además, este coeficiente es estadísticamente significativo a un nivel significancia del 1 por ciento, y puede ser interpretado como el parámetro que mide los efectos de la política monetaria sobre la actividad económica. Por otra parte, los coeficientes asociados al rezago y al adelanto de la brecha de producto, así como el correspondiente a la brecha de producto de Estados Unidos presentan los signos esperados. Este resultado es consistente con la literatura; adicionalmente, se observa que la magnitud del coeficiente estimado de la actividad económica futura es mayor que el correspondiente a su contraparte rezagada, lo cual indica que la actividad económica futura tiene un mayor impacto en la determinación de la brecha de producto. El tipo de cambio real presenta el signo correcto, en otras palabras, las depreciaciones del tipo de cambio real (reflejadas por un

aumento en  $q_t$ ) deberían fomentar la demanda externa a través de los productos de exportación. Finalmente, la variable que representa la posición fiscal del gobierno tiene el signo correcto y es estadísticamente significativa, aunque muy cercana a cero.

Los resultados de la ecuación de oferta agregada, del tipo de cambio real y de la regla del Banco Central se presentan en la segunda, tercera y cuarta columna, respectivamente.

En lo que respecta a la curva de Phillips híbrida, los coeficientes asociados al rezago y al adelanto de la inflación subyacente tienen los signos correctos. También, se observa que el componente futuro de la inflación subyacente explica en mayor grado los cambios en la oferta agregada. Por otra parte, al tener el signo positivo, incrementos en la brecha de producto se reflejan en aumentos en la demanda agregada, lo cual ejerce una presión al alza en el nivel de precios de la economía. Se puede apreciar también que el coeficiente del *pass-through* de la inflación externa tiene signo positivo y se puede notar que durante este período ha sido, hasta cierto punto, relevante para explicar el comportamiento de la oferta agregada.

En el caso de la ecuación del tipo de cambio, el coeficiente de la paridad de tasas de interés tiene signo positivo y es estadísticamente significativo, por lo que se puede concluir que el canal del tipo de cambio es relevante en una economía como la peruana. Así mismo, se observa que existe una fuerte persistencia del tipo de cambio real.

Los resultados de la estimación de la función de reacción del Banco Central muestran la existencia de un cierto grado de componente inercial en la determinación de la tasa de interés, que se refleja en el valor del coeficiente  $d_1$ . Además, es importante notar que el coeficiente de las desviaciones de la inflación—general—con respecto a su nivel objetivo tiene un valor mayor a la unidad y es estadísticamente significativo. Por otra parte, los resultados sugieren que durante este período de estimación, el Banco Central asigna un peso positivo al comportamiento de la actividad económica. Finalmente, tal y como se argumentó en la sección 3, se observa que el BCRP toma en cuenta las expectativas del tipo de cambio real para hacer decisiones de política monetaria, lo cual es consistente con la definición de una economía pequeña y abierta, como la peruana.

La Tabla 2 presenta los resultados de estimación para el Régimen de Metas Explícitas de Inflación que comprende la segunda sub-muestra (período 2002:01–2012:12). Al igual que en el caso anterior, los resultados para la curva de demanda, curva de oferta, ecuación del tipo de cambio real y la función de reacción del Banco Central se presentan en la primera, segunda, tercera y cuarta columna de la Tabla 2, respectivamente.

Tabla 2

Resultados de la Estimación *System-GMM*: Régimen de Metas de Inflación

Demanda Agregada: $y$		Oferta Agregada: $\pi^s$		Tipo de Cambio Real: $q$		Regla del BCR: $i$	
$a_1$	0.144*** (0.025)	$b_1$	0.261*** (0.025)	$c_{11}$	0.692*** (0.023)	$d_1$	0.899*** (0.009)
$a_2$	0.415*** (0.049)	$b_2$	0.718*** (0.023)	$c_{12}$	-0.170*** (0.030)	$d_2$	0.072*** (0.015)
$a_3$	-0.069*** (0.025)	$b_3$	0.001 (0.001)	$c_{14}$	0.133*** (0.021)	$d_3$	2.483*** (0.424)
$a_4$	6.5E-05* (0.000)	$b_4$	1.2E-04 (0.002)	$c_2$	0.347*** (0.012)	$d_4$	1.003*** (0.188)
$a_5$	2.0E-04*** (0.000)					$d_5$	13.575*** (1.759)
$a_6$	0.225*** (0.024)						
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0.40		0.63		0.95		0.93
<i>Reg. s. e.</i>	0.0124		0.0008		0.0099		0.0035
<i>Sum</i> $\hat{u}^2$	0.0193		8.8E-05		0.0128		0.0015
Instrum.:	$\Delta y_{t-j}, g_{t-k}$ $(r_{t-h} - \bar{r}_{t-h}),$ $\Delta y_{t-i}^*, y_{t-m}$		$\pi_{t-j}^s, \Delta y_{t-m},$ $\Delta e_{t-j},$ $y_{t-m}$		$E_{t-j}[q_{t-j+1}] +$ $(r_{t-j}^* - r_{t-j}),$ $q_{t-n}, \Delta y_{t-i}$		$E_{t-j}[\pi_{t-j+1}] +$ $-\bar{\pi}_{t-j+1},$ $\Delta y_{t-j}, i_{t-k}$
	Determinant residual covariance: 9.85E-20			J-statistic: 0.9128			

Los valores en paréntesis son las desviaciones estándar. Las ecuaciones incluyen al término constante como instrumento.

Los índices de los instrumentos son:  $j = 1, \dots, 12$ ;  $i = 1, \dots, 6, 9$ ;  $h = 2, \dots, 12$ ;  $k = 2, \dots, 6, 9$ ;  $m = 1, \dots, 6$ ;  $n = 6, \dots, 12$ .

Los resultados obtenidos para los coeficientes de las variables de interés involucradas en este período de estimación—donde la conducción de la política monetaria se da bajo el esquema de Metas de Inflación—tienen los signos correctos y están acordes con la literatura macroeconómica.

Por consiguiente, en lo que sigue, se procederá a analizar las volatilidades respectivas en los dos períodos de estudio: Régimen de Saldos Acumulados y/o Monetarios (1995:11–2001:12) y Régimen de Metas Explícitas de Inflación (2002:01–2012:12).

Las tablas 3 y 4 presentan las matrices de covarianzas de los residuales donde las varianzas correspondientes están dadas por los valores de las diagonales principales de dichas matrices.

**Tabla 3****Matriz de Covarianza: Régimen de Saldos Acumulados**

Variables	$y$	$\pi^s$	$q$	$i$
$y$	0.000526	-2.56E-06	2.03E-06	3.62E-05
$\pi^s$	-2.56E-06	2.22E-06	-4.45E-06	-5.05E-06
$q$	2.03E-06	-4.45E-06	<b>0.000152</b>	0.000234
$i$	3.62E-05	-5.05E-06	0.000234	0.001534

En este contexto, la varianza puede ser interpretada como la volatilidad de una determinada variable macroeconómica. De acuerdo a la matriz de covarianza de la Tabla 3, que corresponde al período en el cual el manejo de la política monetaria por parte del BCRP estuvo bajo el esquema de Saldos Acumulados y/o Monetarios, la volatilidad del tipo de cambio real alcanzó 0.0152 puntos porcentuales. En cambio, los datos en la Tabla 4 sugieren que, en el período en el que el manejo de la política monetaria se basa el esquema de Metas de Inflación, la volatilidad del tipo de cambio real alcanzó 0.0097 puntos porcentuales.

**Tabla 4****Matriz de Covarianza: Régimen de Metas de Inflación**

Variables	$y$	$\pi^s$	$q$	$i$
$y$	0.000146	-1.09E-06	2.02E-05	8.35E-06
$\pi^s$	-1.09E-06	6.69E-07	7.65E-07	2.84E-07
$q$	2.02E-05	7.65E-07	<b>9.66E-05</b>	2.78E-06
$i$	8.35E-06	2.84E-07	2.78E-06	1.17E-05

Con base en los resultados anteriores, se puede inferir que la variación porcentual de la volatilidad del tipo de cambio real, como resultado de la transición de una regla monetaria a otra, está alrededor de 36 puntos porcentuales. Es decir, el cambio de un esquema de Saldos Monetarios a uno de Metas de Inflación hizo que la volatilidad del tipo de cambio real disminuyera en 36 puntos porcentuales. Lo cual es un resultado interesante para efectos de diseño de política monetaria.

Además, este resultado se apoya en el hecho que, bajo el esquema de Metas de Inflación, a la autoridad monetaria le concierne no sólo mantener la estabilidad de precios sino también la estabilidad del tipo de cambio a través de una política monetaria particularmente agresiva (Cermeño *et al.*, 2012).

En cada régimen de política monetaria, el método de estimación por *System-GMM* asume que la varianza es constante en el tiempo. No obstante, dado nuestro

objetivo de investigación, resulta de mayor interés tener un estimador que nos permita analizar el comportamiento de la varianza en el tiempo. Para cumplir este fin, en el siguiente apartado se obtiene los resultados con el método de estimación de Máxima Verosimilitud.

#### 4.3.2. Método de Máxima Verosimilitud – GARCH

Los modelos Autoregresivos de Heterocedasticidad Condicional (ARCH) están específicamente diseñados para modelar y proyectar varianzas condicionales inherentes a procesos univariados y multivariados. Esencialmente, la varianza de una variable se modela como una función de sus propios valores pasados así como de choques pasados y eventualmente de variables exógenas. Estos modelos ARCH fueron introducidos por Engle (1982) y luego han sido generalizados como GARCH (*Generalized ARCH*) por Bollerslev (1986). Por lo general, los modelos de la familia ARCH son estimados por el método de Máxima Verosimilitud.

Dado que el modelo macroeconómico en esta investigación consta de un sistema de cuatro ecuaciones, se requiere de una metodología que permita su estimación simultánea y al mismo tiempo permita capturar los procesos de volatilidad implícitos. En la misma línea de Bolleslev (1990) y Korap (2009) se procede a estimar el sistema de ecuaciones propuesto en este trabajo con efectos GARCH. El estimador *System-GARCH* es una técnica apropiada para modelar la varianza y covarianza de los términos de error, generalmente en su forma autorregresiva<sup>14</sup>.

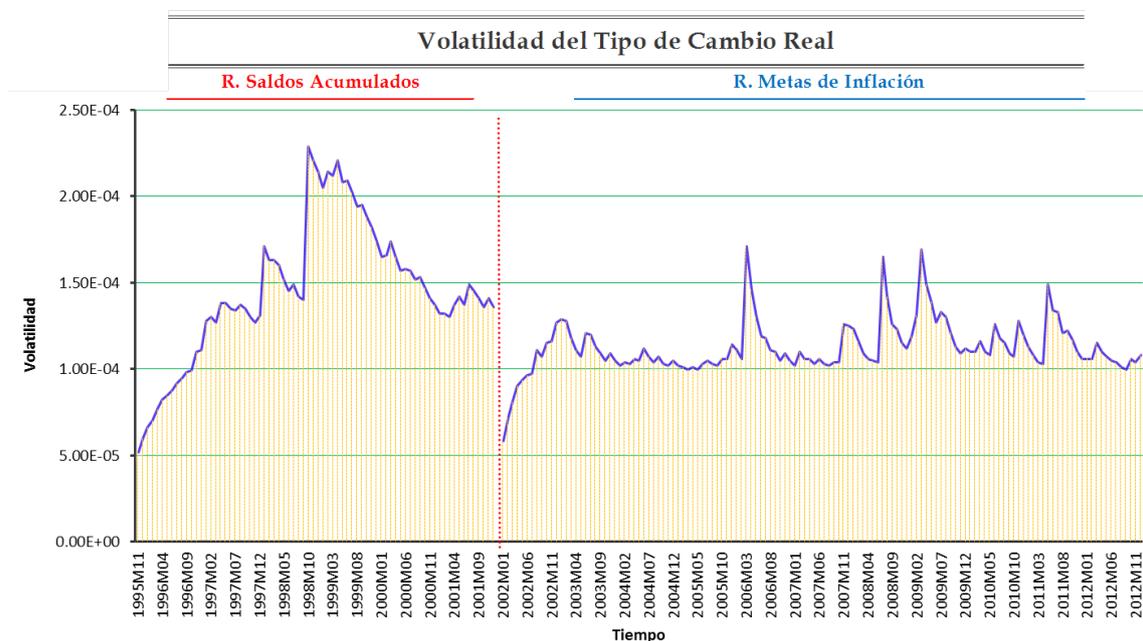
En las Tablas 5 y 6 (ver Anexo I) se presentan los resultados de estimación—por Máxima Verosimilitud con efectos GARCH—para el Régimen de Saldos Acumulados que comprende la primera sub-muestra (período: 1995:11 – 2001:12) y para el Régimen de Metas de Inflación que comprende la segunda sub-muestra (período: 2002:01 – 2012:12), respectivamente. Como se puede observar, los resultados obtenidos por este método (*System-GARCH*) replican, a grandes rasgos, los resultados de las estimaciones *System-GMM*, en otras palabras, los coeficientes de las variables de principal interés tienen los signos esperados y están acordes con la teoría.

El comportamiento de las volatilidades de las variables endógenas del modelo macroeconómico se muestra en las Gráficas 1 y 2 (Ver Anexo II). El comportamiento en el tiempo de la volatilidad del tipo de cambio real bajo distintos regímenes de política monetaria se presenta en la Gráfica 3. Nótese que la primera parte de la gráfica (antes del corte) presenta el desenvolvimiento de la volatilidad del tipo de cambio bajo el esquema de Saldos Monetarios, mientras que la segunda parte (después del corte) muestra el comportamiento bajo el esquema de Metas de Inflación.

---

<sup>14</sup>Cabe mencionar que se optó por la especificación *Diagonal VECH* de un GARCH multivariado.

Gráfica 3



Con base en la inspección visual de la Gráfica 3 se puede intuir que, al igual que en el apartado anterior donde la estimación del modelo macro se hizo con *System-GMM*, en el esquema de Metas de Inflación se podría estar generando una menor volatilidad en el tipo de cambio con respecto al esquema de Saldos Monetarios.

A continuación se presenta la descripción estadística de las series de volatilidad del tipo de cambio real (TCR).

Tabla 7

Descripción Estadística de la Volatilidad del TCR

Descripción	R. Saldos Acumulados	R. Metas de Inflación
Media	0.000168	0.000115
Mediana	0.000157	0.000110
Máximo	0.000229	0.000171
Mínimo	0.000130	9.96E-05
Desv. Est.	3.13E-05	1.49E-05

Se puede ver (Tabla 7) que la variación porcentual de la volatilidad del TCR, como resultado de una transición de un régimen a otro, en promedio es aproximadamente de 32 puntos porcentuales, lo cual da un indicio de que el Régimen de Saldos

Monetarios genera una mayor volatilidad en el TCR. Con el fin de confirmar este resultado se hace una prueba estadística, la cual se desarrolla en el siguiente apartado.

### 4.3.3. Prueba de Diferencia de Medias de Volatilidad

Esta prueba nos permite contrastar la igualdad en media de un determinado grupo de series<sup>15</sup>. En este caso particular, se contrasta la igualdad en media de las series de volatilidad obtenidas a partir de la estimación por Máxima Verosimilitud con efectos GARCH para los dos regímenes de política monetaria considerados en esta investigación.

Una vez estimado el modelo macroeconómico por la metodología *System-GARCH*, es relativamente sencillo hacer este contraste. El proceso a seguir es el siguiente: por un lado se obtiene la serie de varianzas condicionales (volatilidades) del tipo de cambio real bajo los esquemas monetarios de Saldos Acumulados y de Metas de Inflación.

Entonces, se busca testear la hipótesis nula ( $H_0$ ) de igualdad en media entre las dos series de volatilidad del tipo de cambio real. Cabe mencionar que valores elevados del test (o pequeños del nivel de significancia) invitan al rechazo de la  $H_0$ .

**Tabla 8**  
**Test for Equality of Means Between Series**

Method	df	Value	Probability
t-test	136	13.62183	0.0000
Satterthwaite-Welch t-test*	46.44521	10.36644	0.0000
Anova F-test	(1, 136)	185.5541	0.0000
Welch F-test*	(1, 46.4452)	107.4631	0.0000

\*Test allows for unequal cell variances. Included observations: 206

En la Tabla 8 se puede apreciar que los valores de los estadísticos  $t$  y *Anova F* son altos y significativos; aunque detrás de la hipótesis nula de estos estadísticos se asume que las series tienen varianzas homogéneas, lo cual no parece ser un supuesto realista. El estadístico *Welch F*, relaja el supuesto anterior permitiendo que las

<sup>15</sup>De manera general, esta prueba, se basa en comparar primero las medias particulares de cada variable con la media global para todas las series generando así la llamada Variación Entre-Grupo (*between*). Una vez calculada la variación Entre-Grupo, se genera la variación Intra-Grupo (*within*) comparando los valores de cada serie con su respectiva media. En la medida en que las medias de las series sean iguales, la variación *between* tiende a ser mínima mas no así la variación *within*.

varianzas de las series analizadas puedan ser heterogéneas, lo cual es coherente con los resultados mostrados en la Gráfica 3. Además, cabe notar que, para el caso de dos series, el estadístico *Welch F* se reduce al estadístico *Satterthwaite – Welch t*. La Tabla 8, muestra que estos dos estadísticos son lo suficientemente altos y significativos.

Así pues, los resultados mostrados en la Tabla 8 muestran evidencia contundente para no aceptar la hipótesis nula de igualdad de medias. En otras palabras, se encuentra evidencia suficiente para argumentar que bajo el Régimen de Saldo Monetarios (Acumulados) el tipo de cambio real es mucho más volátil que bajo el Régimen de Metas de Inflación. Asimismo, este resultado es coherente con los obtenidos en la estimación por *System-GMM*.

## 5. Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido evaluar empíricamente la volatilidad del tipo de cambio real bajo dos regímenes de política monetaria para la economía peruana: el Régimen de Saldo Monetarios (1995:11 – 2001:12) y el Régimen de Metas Explícitas de Inflación (2002:01 – 2012:12). Se utiliza un modelo macroeconómico en el espíritu de los modelos de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE) de enfoque Neo-Keynesiano, debido a su extensa fundamentación microeconómica y porque consideran la presencia de rigideces nominales, lo que permite modelar la política monetaria de manera endógena considerando variantes de la regla de Taylor.

Con el fin de contrarrestar los posibles problemas de endogeneidad que pudieran existir en la estimación de este tipo de modelos con expectativas racionales, y buscando incorporar la probable correlación entre las ecuaciones fundamentales, la estimación econométrica utiliza el Método Generalizado de Momentos (GMM) de sistema y compara la volatilidad asociada al tipo de cambio real bajo los dos regímenes considerados. Complementariamente, se estima el sistema por Máxima Verosimilitud (ML) con efectos GARCH, se obtiene las series de volatilidades implícitas para cada régimen y se hacen contrastes de hipótesis para determinar si muestran diferencias significativas.

Se encuentra evidencia que, en el caso peruano, la volatilidad del tipo de cambio real difiere significativamente bajo los distintos regímenes de política monetaria, lo cual es consistente con los resultados teóricos de Gali y Monacelli (2005), así como con los resultados empíricos de Lastrapes (1989)<sup>16</sup>.

---

<sup>16</sup>Este autor encuentra, por medio de una aplicación de la metodología ARCH, que la política

En particular, se obtiene que, en el caso de la economía peruana, el tipo de cambio real bajo el esquema de Saldos Monetarios es más volátil que bajo el esquema de Metas de Inflación. Los hallazgos del estudio permiten inferir que el descenso en la volatilidad del tipo de cambio real, luego de transitar del primer régimen al segundo, es de aproximadamente 36 puntos porcentuales con el método *System-GMM* y, en promedio, alcanza 32 puntos porcentuales con el método *System-GARCH*. Teniendo en cuenta que este último régimen ha estado vigente en el Perú a lo largo de un poco más de una década, la política de Metas Explícitas de Inflación adoptada por el Banco Central de Reserva del Perú a partir del año 2002 habría contribuido a propiciar un desempeño macroeconómico relativamente estable y favorable al crecimiento económico del país.

La presente investigación podría ser extendida en varias direcciones. Una extensión relevante podría evaluar la robustez de los parámetros estimados a través de métodos alternativos. Por ejemplo, los recientes desarrollos de la literatura sugieren que para estimar los parámetros de un modelo estructural como el aquí presentado podrían usarse métodos Bayesianos; adicionalmente, se podría estudiar la dinámica de la volatilidad con modelos de cambio de régimen, tipo Markov-Switching GARCH, conocidos como MS-GARCH, o mediante otros modelos alternativos. Por último, futuras investigaciones podrían tomar una muestra de varios países que presenten las características de una economía pequeña y abierta, y hacer contrastes en términos de bienestar.

---

monetaria de EUA afecta significativamente a la varianza, así como a la media, del tipo de cambio nominal, por lo que las acciones de política de este país podrían ser una fuente de riesgo sistemático para los inversionistas del mundo.

# Anexos

## Anexo I

En esta tabla se presentan los resultados de estimación por el método de Máxima Verosimilitud con efectos GARCH para el período 1995:11–2001:12.

**Tabla 5**

**Resultados de la Estimación *System GARCH*: Régimen de Saldos Acumulados**

Demanda Agregada: $y$	Oferta Agregada: $\pi^s$	Tipo de Cambio Real: $q$	Regla del BCR: $i$
$a_1$ 0.147 (0.233)	$b_1$ 0.504 (0.120)	$c_{11}$ 1.155 (0.216)	$d_1$ 0.444 (0.230)
$a_2$ 0.263 (0.142)	$b_2$ 0.489 (0.120)	$c_{12}$ -0.266 (0.326)	$d_2$ 0.943 (0.270)
$a_3$ -0.103 (0.165)	$b_3$ 0.007 (0.006)	$c_{13}$ 0.094 (0.192)	$d_3$ 0.749 (0.829)
$a_4$ -5.0E-04 (0.001)	$b_4$ 0.002 (0.007)	$c_2$ 0.018 (0.073)	$d_4$ -0.166 (1.127)
$a_5$ 1.2E-04 (0.000)			$d_5$ -1.646 (3.189)
$a_6$ 0.227 (0.349)			
$Adj.R^2$	0.07	0.70	0.92
$Reg.s.e.$	0.0232	0.0014	0.0124
$Sum\hat{u}^2$	0.0365	1.4E-04	0.0108

Los valores en paréntesis son las desviaciones estándar.

En la tabla 6 se presentan los resultados de estimación por el método de Máxima Verosimilitud con efectos GARCH para el período 2002:01–2012:12.

**Tabla 6**

**Resultados de la Estimación *System GARCH*: Régimen de Metas de Inflación**

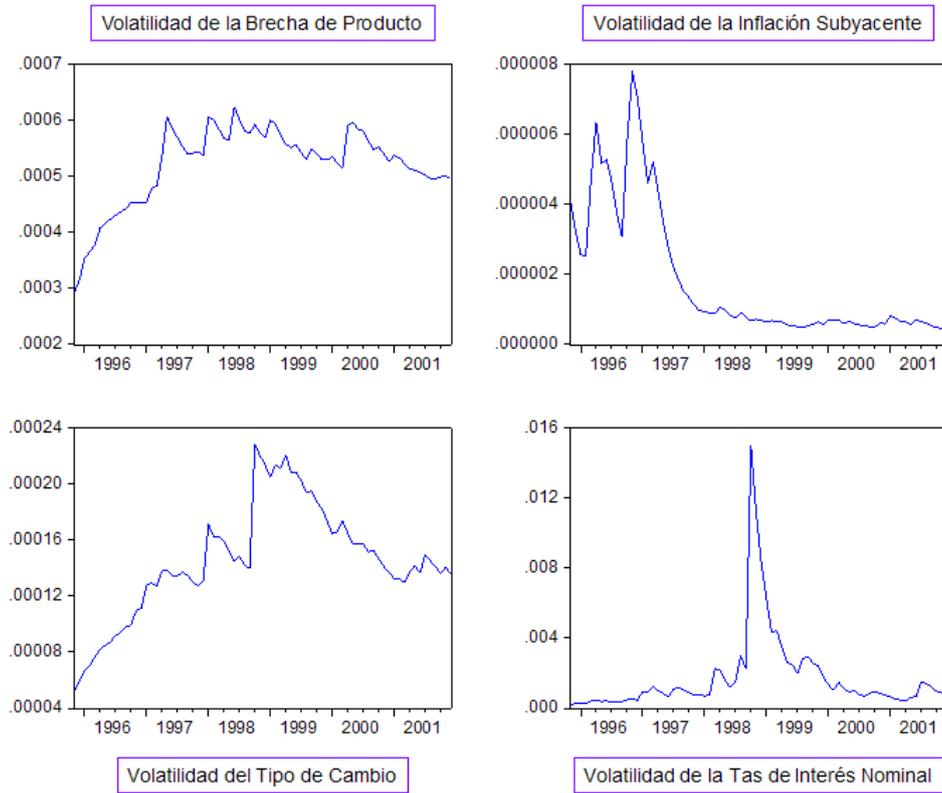
Demanda Agregada: $y$		Oferta Agregada: $\pi^s$		Tipo de Cambio Real: $q$		Regla del BCR: $i$	
$a_1$	0.177 (0.095)	$b_1$	0.524 (0.091)	$c_{11}$	0.818 (0.125)	$d_1$	0.946 (0.012)
$a_2$	0.091 (0.083)	$b_2$	0.457 (0.087)	$c_{12}$	-0.165 (0.146)	$d_2$	0.940 (0.214)
$a_3$	-0.0023 (0.148)	$b_3$	-8.4E-04 (0.004)	$c_{13}$	0.094 (0.091)	$d_3$	0.900 (0.609)
$a_4$	3.8E-05 (0.000)	$b_4$	0.014 (0.007)	$c_2$	0.254 (0.044)	$d_4$	1.327 (0.370)
$a_5$	5.5E-06 (0.000)					$d_5$	4.015 (2.115)
$a_6$	0.375 (0.078)						
$Adj.R^2$	0.47		0.67		0.95		0.94
$Reg.s.e.$	0.0117		0.0008		0.0097		0.0031
$Sum\hat{u}^2$	0.0172		0.0122		0.0119		0.0012

Los valores en paréntesis son las desviaciones estándar.

## Anexo II

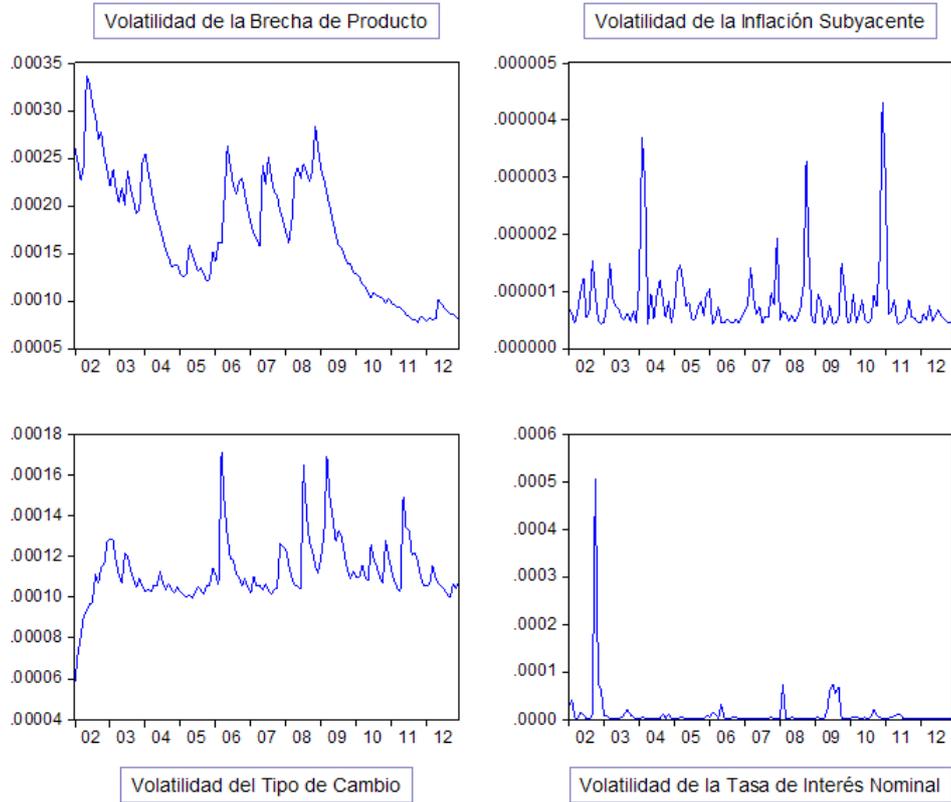
### Gráfica 1

Conditional Variance (1995:10 - 2001:12)



## Gráfica 2

### Conditional Variance (2002:01 - 2012:12)



## Referencias

- Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R., y Rogoff, K. (2009). "Exchange rate volatility and productivity growth: the role of financial development". *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 494–513.
- Armas, A., Grippa, F., Quispe, Z., y Valdivia, L. (2001). "De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial: El caso peruano". *Estudios Económicos*, 7.
- Armas, A. A., y Grippa, F. (2008). "Metas de inflación en una economía dolarizada: La experiencia del Perú". *Revista de Análisis del BCB*, 10(1), 7-44.
- Bauwens, L., Laurent, S., y Rombouts, J. V. (2006). "Multivariate GARCH models: a survey". *Journal of Applied Econometrics*, 21(1), 79–109.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of econometrics*, 31(3), 307–327.
- Bollerslev, T. (1990). "Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model". *The Review of Economics and Statistics*, 498–505.
- Cermeño, R., y Oliva, B. (2010). "Incertidumbre, crecimiento del producto, inflación y depreciación cambiaria en México: evidencia de modelos GARCH multivariados" (Documento de Trabajo n.º 483). Centro de Investigación y Docencia Económicas – CIDE.
- Cermeño, R., Villagómez, F. A., y Orellana, J. (2012). "Monetary policy rules in a small open economy: an application to Mexico". *Journal of Applied Economics*, 15(2), 259–286.
- Chinn, M. D. (2008). "Non-linearities, business cycles and exchange rates". *Economic Notes*, 37(3), 219–239.
- Clarida, R., Galí, J., y Gertler, M. (1998). "Monetary policy rules in practice: some international evidence". *European Economic Review*, 42(6), 1033–1067.
- Coté, A. (1994). "Exchange rate volatility and trade: A survey" (Working Paper n.º 94-5). Bank of Canada.
- Demir, F. (2010). "Exchange rate volatility and employment growth in developing countries: Evidence from Turkey". *World Development*, 38(8), 1127–1140.
- Eichenbaum, M., y Evans, C. L. (1995). "Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates". *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 975–1009.
- Favero, C. A., y Rovelli, R. (2003). "Macroeconomic stability and the preferences of the Fed: A formal analysis, 1961–98". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(4), 545–556.
- Galí, J., y Monacelli, T. (2005). "Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy". *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707–734.
- Grier, K., y Hernández-Trillo, F. (2004). "The real exchange rate process and its

- real effects: The cases of Mexico and the USA". *Journal of Applied Economics*, 7(1), 1–25.
- Hansen, L. P. (1982). "Large sample properties of Generalized Method of Moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029–1054.
- Hau, H. (2002). "Real exchange rate volatility and economic openness: Theory and evidence". *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(3), 611–30.
- Hodrick, R. J., y Prescott, E. C. (1997). "Postwar US business cycles: an empirical investigation". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1–16.
- Kearns, J., y Manners, P. (2005). "*The impact of monetary policy on the exchange rate: A study using intraday data*" (Research Discussion Papers n.º 2005-02). Reserve Bank of Australia.
- Korap, L. (2009). "On the links between inflation, output growth and uncertainty: System-GARCH evidence from the Turkish economy. *Iktisat Isletme ve Finans*, 24(285), 89–110.
- Lastrapes, W. D. (1989). "Exchange rate volatility and U.S. monetary policy: an ARCH application". *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(1), 66–77.
- Lucas, R. E. (1976). "Econometric policy evaluation: A critique". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1(1), 19–46.
- Mishkin, F. S. (1999). "International experiences with different monetary policy regimes". *Journal of Monetary Economics*, 43(3), 579–605.
- Mishkin, F. S., y Savastano, M. A. (2001). "Monetary policy strategies for latin america". *Journal of Development Economics*, 66(2), 415–444.
- Mishkin, F. S., y Schmidt-Hebbel, K. (2001). "*One decade of Inflation Targeting in the world: what do we know and what do we need to know?*" (Inf. Téc.). National Bureau of Economic Research.
- Moons, C., Garretsen, H., Aarle, B. van, y Fornero, J. (2007). "Monetary policy in the new-keynesian model: An application to the euro area". *Journal of Policy Modeling*, 29(6), 879–902.
- Roberts, J. M. (2006). "Monetary policy and inflation dynamic". *International Journal of Central Banking*, 2(3).
- Rodríguez, G. (2008). "Stability of central bank preferences, macroeconomic shocks, and efficiency of the monetary policy: empirical evidence for Canada. *Applied Economics Letters*, 15(6), 437–441.
- Salas, J. (2010). "*Bayesian estimation of a simple macroeconomic model for a small open and partially dollarized economy*" (Working Papers n.º 2010-007). Banco Central de Reserva del Perú.
- Serven, L. (2002). "*Real exchange rate uncertainty and private investment in developing countries*" (Vol. 2823). World Bank Publications.
- Svensson, L. E. (2000). "Open-economy inflation targeting". *Journal of international economics*, 50(1), 155–183.
- Taylor, J. B. (1993). "Discretion versus policy rules in practice". *Carnegie-Rochester*

*Conference Series on Public Policy*, 39(1), 195-214.

- Torres, A. (2002). "*Un análisis de las tasas de interés en México a través de la metodología de reglas monetarias*" (Documento de Investigación n.º 2002-11). Banco de México.
- World Economic Forum. (2012). "*The financial development report*" (World Economic Forum USA Inc., Ed.).

Documentos  
de trabajo  
**eBooks** **Novedades**  
Fondo  
editorial  
**Revistas**  
**LIBROS**

[www.LibreriaCide.com](http://www.LibreriaCide.com)