

CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS, A.C.



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

TESINA

QUE PARA OBTENER EL GRADO DE:
MAESTRO EN ECONOMÍA

P R E S E N T A:

JULIO GILBERTO MAMANI PALACIOS

DIRECTOR DE LA TESINA:
DR. RODOLFO CERMEÑO BAZÁN

MEXICO, D.F.

MAYO, 2013

*A mi madre, Jesusa Palacios.
Por todo su amor y apoyo incondicionales.*

*"Poco importa dónde empieces, lo que realmente importa es hacia dónde vas."
Anónimo.*

Agradecimientos

A Dios, por permitirme seguir en el camino de la vida y superar los desafíos.

A mi querida madre, Jesusa Palacios, por todos los esfuerzos y sacrificios que hizo para que yo pudiera seguir adelante. Ella ha sido y es un ejemplo de fortaleza y perseverancia, y una fuente de inspiración en mi vida. Siempre estaré agradecido con ella.

A Mirtha Reyes, por sembrar en mí esos deseos de superación para ir más allá de lo percibido. Además de incentivarme a aceptar este desafío, ella ha sido un apoyo fundamental desde que puse el pie en el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Muchas gracias querida Mirtha. *“Tu vida no es una coincidencia, es un reflejo de ti.”*

A mi asesor, Rodolfo Cermeño, por guiarme en esta última etapa. Rodolfo, gracias por la confianza que depositaste en mí y el apoyo que me brindaste durante todo este proceso de formación.

A mi lector, Alejandro Villagómez, por sus valiosos comentarios y críticas constructivas que enriquecen este trabajo.

A Enid Negrete y Stephanie Sánchez, por sus comentarios y correcciones de mis “horrores” gramaticales más relevantes, fueron de mucha ayuda. Gracias chicas.

A Nadia Correa, por acompañarme durante esta etapa y estar presente en los momentos más difíciles de este proyecto. Gracias por esos momentos tan agradables. También, agradecerle por sacrificar sus horas de sueño para revisar los últimos detalles gramaticales.

A mis profesores de la licenciatura (UNAP) y del BCRP, quienes de alguna u otra manera me influenciaron a seguir por este camino.

A mis profesores del CIDE, quienes hicieron que mi estancia en esta escuela fuera mucho más interesante de lo esperado.

A mis amigos que hice en México, por hacer que mis días en este país sean más placenteros. Ellos hicieron que me sintiera como en casa, Perú.

A mi casera, Silvia Peralta, por estar siempre pendiente de mí durante esos días intensos de estudio.

¡Muchas gracias!

Índice

1. Introducción	1
2. Revisión de la Literatura	4
2.1. Transición de Metas Monetarias a Metas de Inflación	9
2.2. Regímenes de Política Monetaria en el Perú	10
2.2.1. Régimen de Saldos Monetarios (Acumulados)	10
2.2.2. Régimen de Metas Explícitas de Inflación	11
3. El Modelo	12
4. Resultados	18
4.1. Metodología	18
4.2. Descripción de los datos	20
4.2.1. Períodos de Estimación	23
4.3. Resultados de la Estimación del Modelo Macro	24
4.3.1. Método Generalizado de Momentos (GMM)	25
4.3.2. Método de Máxima Verosimilitud – ARCH	31
4.3.3. Prueba de Igualdad de Medias	34
5. Conclusiones	37
Apéndice	39
Anexos	41
Referencias	45

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 evidencian transiciones de una regla monetaria a otra debido a la incompatibilidad de éstas con las condiciones macroeconómicas. En este contexto, y dadas las características estructurales que presenta un país como Perú ¹, se observa que cambios en los regímenes monetarios pueden generar distintos grados de volatilidad en el tipo cambio, y de esta manera afectar al desempeño económico de este país.

En la literatura de la 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. Dicho comportamiento, no sólo le concierne al mercado cambiario y financiero sino también es de gran interés para los hacedores de política. Existe una extensa literatura que analiza la importancia del primer momento del tipo de cambio. No obstante, se considera relevante seguir ampliando lo escrito, no sólo sobre el primer momento, sino también sobre la importancia del segundo momento del tipo de cambio, ya que la variabilidad de este último juega un

¹Perú 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.

rol importante en el área de las finanzas y la macroeconomía. 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 una alta 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 tesina tiene como objetivo evaluar empíricamente las volatilidades del tipo de cambio real bajo dos regímenes de política monetaria para la economía peruana: el primero es el Régimen de Saldos Acumulados y/o Monetarios (período 1995:11 a 2001:12) y el segundo es el Régimen de Metas Explícitas de Inflación (período 2002:01 a 2012:12). Para lograr tal objetivo, los recientes avances en la literatura de política monetaria han puesto de relieve el uso de modelos de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE) debido a su extensa microfundamentación. 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. En este sentido, para evaluar los regímenes de política monetaria y sus efectos en la volatilidad del tipo de cambio real de una economía emergente como la peruana se obtiene la representación canónica

de un modelo macroeconómico con el espíritu de un modelo DSGE.²

Los resultados se obtienen a través de estimaciones econométricas del modelo macroeconómico, cabe resaltar que estas estimaciones se hacen de manera simultánea, es decir, como sistema. Se hace uso del Método Generalizado de Momentos (GMM) y del método de Máxima Verosimilitud (LM) con efectos GARCH. Luego se procede a hacer una prueba de igualdad de medias. Con base en estos resultados, se obtiene evidencia fuerte de que la volatilidad del tipo de cambio real difiere bajo distintos esquemas de regímenes monetarios. En particular, se obtiene que el tipo de cambio real bajo es esquema de Saldo Monetarios es aproximadamente 36 por ciento más volátil que bajo el esquema de Metas de Inflación. Lo cual es un resultado de suma importancia para los encargados de la política monetaria.

El resto del trabajo se organiza de la manera siguiente: 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 con 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.

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

2. Revisión de la Literatura

En esta sección se aborda la literatura relevante sobre el estudio de los regímenes monetarios, la volatilidad del tipo de cambio, y su relación entre estos. 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, tenemos a autores como 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.

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 para estos países, pues consideran que la tendencia para los países Latinoamericanos son las 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 esta 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. Al utilizar datos reportados en Estadísticas Financieras Internacionales (IFS), que comprende 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.

Por 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.

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

Con base en los resultados anteriores, una de las cuestiones importantes para las economías pequeñas y abiertas es disponer 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 que les permiten reducir la variabilidad de la inflación y del tipo de cambio, con el objeto de mejorar el desempeño económico de cada país.

Existen ciertas evidencias que documentan 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 están 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 basado en inflación doméstica, 2) regla de Taylor basado en IPC y 3) tipo de cambio fijo. Además, ellos 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 inflación doméstica genera un mayor bienestar que una regla de Taylor basada en IPC. Aunque 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 que tiene el espíritu de un modelo de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE) Neo-Keynesiano para la economía mexicana—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.

De la revisión de literatura se observa 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 no se ha profundizado. Dicho lo anterior, la presente investigación está motivada a contribuir en este tópico mediante el estudio empírico del papel que juegan los regímenes monetarios en el estado de una economía pequeña y abierta.

2.1. Transición de Metas Monetarias a Metas de Inflación

El estudio de Mishkin y Schmidt-Hebbel (2001)³ muestra resultados interesantes. Estos autores encuentran que existe una probabilidad positiva en la adopción de metas de inflación. Adicionalmente, sostienen que este hallazgo se encuentra en armonía con la gran cantidad de países que han adoptado metas de inflación como una herramienta desinflacionaria. Este resultado sugiere que los Bancos Centrales de las

³Examinan 27 economías avanzadas y emergentes usando una muestra que comprende el período 1990–1999.

economías que transitan a un esquema de Metas Explícitas de Inflación (IT) buscan recuperar e incrementar su credibilidad, la cual es una vía para reducir las expectativas de inflación. Además, proveen algunas características relevantes a tomar en cuenta al momento de adoptar el esquema de Metas de Inflación. Por un lado, una estrategia de IT se basa en: la ausencia de otras metas nominales; un compromiso institucional para obtener la estabilidad de los precios; ausencia de dominación fiscal; independencia en el uso de los instrumentos de política monetaria; transparencia y responsabilidad de la autoridad monetaria. Por otro lado, se debe tomar en cuenta las diferencias entre las modalidades de la estrategia de metas de inflación adoptada, así como las diferencias en los niveles de inflación (general o subyacente) al momento de la adopción de metas de inflación. Finalmente, existen diferencias en varios aspectos operacionales como, por ejemplo, el nivel de precios usado como referencia, la banda de la meta de inflación y el horizonte de política.

2.2. Regímenes de Política Monetaria en el Perú

2.2.1. 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, Grip-pa, Quispe y Valdivia, 2001) ⁴. 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

⁴Los 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 denominada en dólares. No obstante, la moneda nacional prevelece 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.

inflación, siendo la elección del régimen cambiario y del ancla nominal⁵. 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. Este gradualismo para reducir la inflación hizo posible establecer una fuerte credibilidad del Banco Central en el control sobre la tasa de inflación y a la par minimizar los costos reales del proceso de desinflación en la economía peruana (Armas *et. al.*, 2001).

2.2.2. Régimen de Metas Explícitas de Inflación

En 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 (2008) argumentan que en el nuevo entorno de baja inflación la tasa de crecimiento de la emisión primaria se ha vuelto más impredecible y, por tanto, ya no era apropiada para comunicar la posición de política monetaria. En consecuencia, y dada su autonomía e independencia operativa, en 2002 el BCRP adoptó un esquema de Metas Explícitas de Inflación⁶. 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.

⁵El 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 una tasa de interés como meta (Armas *et al.*, 2001).

⁶Existe evidencia de que la peruana 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.

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 modelar estas dinámicas. 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, de un sistema de ecuaciones compuestas por una curva de demanda y otra de oferta. 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 modelo estructural en la que se basa la presente investigación. Este enfoque permite anali-

zar 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 optimizan el comportamiento de los consumidores que maximiza 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), gastos netos 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, π_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 ε_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 precios para sus productos con el fin de maximizar beneficios en un contexto de competencia monopolística. Como se muestra en Gali 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 π_t representa la inflación en el tiempo t , β 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 κ .

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 π_{t-1} representa la inflación del período pasado, β_2 es el peso sobre la inflación esperada, la persistencia de la inflación es medida por β_1 , e_t es el tipo de cambio

nominal (un aumento corresponde a una depreciación), π_t^* es la inflación del sector externo. Finalmente, el término ε_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, que 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 que 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 de 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 ε_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. Desde la publicación de la regla de Taylor (Taylor 1993) se han 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 propues-

tas por Torres (2002), Chinn (2008), Salas (2010) y Cermeño et al. (2012), donde se argumenta que los rezagos de la tasa de interés tiene 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 con 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. Resultados

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 ⁷, 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 utilizamos los valores realizados a posteriori estamos introduciendo términos como $E_t[x_{t+1}] = (x_{t+1} + \varepsilon_{t+1})$ en el lado derecho de la ecuación y de esta manera generando endogeneidad por construcción entre x_{t+1} y ε_{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) uniecuacio-

⁷En estos modelos se asumen 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.

nal. Entonces, un método totalmente eficaz sería 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 son las 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 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 probabilidad de correlación cruzada entre las diferentes ecuaciones del modelo macroeconómico, de esta manera tendremos que el estimador de *system-GMM* sea insesgado y eficiente. Adicionalmente, con el objeto de contrastar los resultados obtenidos por el método de estimación *system-GMM* y dado que nuestro objetivo central es analizar el comportamiento de la volatilidad en el tiempo del tipo de cambio real, se hace uso del enfoque de Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva Generalizado (GARCH)⁸, el cual nos permite estimar nuestro sistema de manera simultánea, es decir, como un sistema.

⁸Para mayor detalle sobre este enfoque ver Bollerslev (1986, 1990), Bauwens *et al.* (2006)

4.2. Descripción de los datos

En este apartado se describe brevemente los datos usados para estimar el modelo que sintetiza el comportamiento de la economía peruana.

Tabla 1
Variables del Modelo Macroeconómico

Variables Endógenas	
y	Brecha de producto
π^s	Inflación subyacente
q	Tipo de cambio real
i	Tasa de interés nominal
Variables Exógenas	
y^*	Brecha de producto de EUA
π^*	Inflación General de EUA
i^*	Tasa de interés nominal de EUA
e	Tipo de cambio nominal
g	Postura de política fiscal del gobierno
$\bar{\pi}$	Inflación objetivo
π	Inflación general
Variables Residuales	
r	Tasa de interés real
r^*	Tasa de interés real de EUA
\bar{i}	Tasa de interés nominal natural
\bar{r}	Tasa de interés real natural

La Tabla 1 muestra la clasificación de las variables que serán consideradas para la estimación del modelo macroeconómico. Cabe indicar que las variables endógenas hacen referencia a aquéllas que se determinan de manera explícita dentro del modelo. Mientras que las variables exógenas corresponden a aquéllas que se determinan fuera del modelo pero contienen información relevante acerca de las variables endógenas. Finalmente, las variables residuales se definen a partir de otras variables previamente definidas.

A continuación se enlistan los datos utilizados para representar las variables contenidas en la Tabla 1:

- La actividad económica se modela por medio de la brecha del logaritmo del producto mensual desestacionalizado⁹. Dicha brecha se define como la desviación del logaritmo del índice de actividad económica con respecto a su nivel potencial o tendencia calculada a partir del filtro de Hodrick y Prescott (1997). 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.
- 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.

⁹El nivel del producto mensual es tomado de las Notas Semanales del Banco Central de Reserva del Perú donde se le otorga la definición de Producto Bruto Interno (índice 1994=100). El método de desestacionalización empleado en esta investigación es el Census X12-ARIMA.

- La variable de tipo de cambio real en el modelo 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.
- La brecha de producto del resto del mundo se define a partir del logaritmo del Índice de Producción Industrial (IPI)¹⁰ desestacionalizado de los 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 obtenida 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 Unidos¹¹.
- Para definir el tipo de cambio nominal del modelo se utiliza el promedio mensual del tipo de cambio bancario expresado en nuevos soles por dólar.

¹⁰Este índice es utilizado como *proxy* mensual de los movimientos del producto interno norteamericano.

¹¹Dado que no se encontraron los rendimientos históricos de esta variable para los primeros años de la primera sub-muestra 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.

- 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 soles¹².
- La inflación objetivo se construye a través de la interpolación lineal, mensual, de las metas de inflación reportadas por el BCRP en sus informes de inflación y otras publicaciones.
- La inflación —general— se define como el cambio mensual en el logaritmo del Índice de Precios al Consumidor (IPC) ajustado por estacionalidad.
- La tasa de interés real se calcula con base en la ecuación —aproximada— de Fisher, es decir, a partir de la tasa de interés nominal y la inflación para el siguiente período.
- Para obtener la tasa de interés real natural se hace uso del filtro de Hodrick-Prescott.
- Finalmente, la tasa de interés nominal natural se obtiene a partir de la inflación objetivo y la tasa de interés real natural.

4.2.1. Períodos de Estimación

Dado que el objetivo de esta investigación es evidenciar empíricamente que los distintos regímenes monetarios generan diversos grados de volatilidad en el tipo de cambio; por lo tanto, se consideran al menos dos sub-muestras que están en frecuencias mensuales y corresponden a los diferentes regímenes de política monetaria del país en cuestión.

¹²Este 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.

La primera sub-muestra comprende de 1995:11 a 2001:12¹³, 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 (IT).

4.3. Resultados de la Estimación del Modelo Macro

En este apartado se presentan los resultados de las estimaciones del modelo macroeconómico que está 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 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 el cual el BCRP adopta el Régimen de Metas Explícitas de Inflación (IT).

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

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 define por medio de la minimización de alguna función criterio. A diferencia del método de estimación de Máxima Verosimilitud (ML), GMM no requiere información de la distribución exacta de las perturbaciones; por lo tanto, GMM es un estimador robusto. 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 la estimación como sistema, así *System-GMM* será un estimador completamente eficiente e insesgado. 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.

Con base en las consideraciones descritas anteriormente, se estima el sistema de cuatro ecuaciones que describen las dinámicas de la economía. La Tabla 2 presenta los resultados de estimación para el Régimen de Saldos Acumulados que comprende la primera sub-muestra (período 1995:11 – 2012:12).

Tabla 2

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

Demanda Agregada: y		Oferta Agregada: π^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.:	$\Delta y_{t-j}, g_{t-k}$ $(r_{t-h} - \bar{r}_{t-h}),$ Δy_{t-i}^*		$\pi_{t-j}^s, \Delta y_{t-m},$ Δe_{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}],$ $\Delta y_{t-j}, \hat{i}_{t-k}$
	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 2.

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 tiene un mayor impacto en la determinación de la brecha de producto que su contraparte rezagada. El tipo de cambio real reporta 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, se tiene que 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. Por su parte, se aprecia que el coeficiente del *pass-through* de la inflación externa tiene el 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, los datos sugieren que el coeficiente de la paridad de tasas de interés tiene un signo positivo y es estadísticamente significativo. Por lo tanto, 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 de d_1 . Además, es importante notar que el coeficiente que mide 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, de los datos se obtiene 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 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 3 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, la curva de demanda, curva de oferta, ecuación del tipo de cambio real y la función de reacción del Banco Central se representan en la primera, segunda, tercera y cuarta columna de la Tabla 3, respectivamente.

Tabla 3

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

Demanda Agregada: y		Oferta Agregada: π^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)						
$Adj.R^2$	0.40		0.63		0.95		0.93
$Reg.s.e.$	0.0124		0.0008		0.0099		0.0035
$Sum\hat{u}^2$	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 datos sugieren que 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, sólo nos enfocaremos en analizar las volatilidades respectivas en los dos períodos de estudio: Régimen de Saldo Acumulados y/o Monetarios (1995:11–2001:12) y Régimen de Metas Explícitas de Inflación (2002:01–2012:12).

Las tablas 4 y 5 presentan las matrices de covarianzas de los residuales donde las varianzas de las variables en cuestión están dadas por los valores de las diagonales principales de dichas matrices.

Tabla 4
Matriz de Covarianza: Régimen de Saldos Acumulados

Variables	y	π^s	q	i
y	0.000526	-2.56E-06	2.03E-06	3.62E-05
π^s	-2.56E-06	2.22E-06	-4.45E-06	-5.05E-06
q	2.03E-06	-4.45E-06	0.000152	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. Entonces, dado nuestro interés particular en analizar el comportamiento del segundo momento del tipo de cambio real, la matriz de covarianza en la Tabla 4, 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, muestra que la volatilidad de la variable en cuestión alcanzó 0.0152 puntos porcentuales. En cambio, los datos en la Tabla 5 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 5
Matriz de Covarianza: Régimen de Metas de Inflación

Variables	y	π^s	q	i
y	0.000146	-1.09E-06	2.02E-05	8.35E-06
π^s	-1.09E-06	6.69E-07	7.65E-07	2.84E-07
q	2.02E-05	7.65E-07	9.66E-05	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 Saldo Monetario 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 – ARCH

Los modelos Autoregresivos de Heterocedasticidad Condicional (ARCH) están específicamente diseñados para modelar y proyectar varianzas condicionales. La varianza de una variable dependiente se modela como una función de sus valores pasados de la variable dependiente e independiente, o de variables exógenas. Estos modelos ARCH fueron introducidos por Engle (1982) y luego han sido generalizados como GARCH (*Generalized ARCH*) por Bollerslev (1986).¹⁴

¹⁴En el Apéndice se presenta un esbozo de la formulación de un modelo GARCH.

Dado el supuesto distribucional, los modelos de la familia ARCH son, por lo general, estimados por el método de Máxima Verosimilitud.

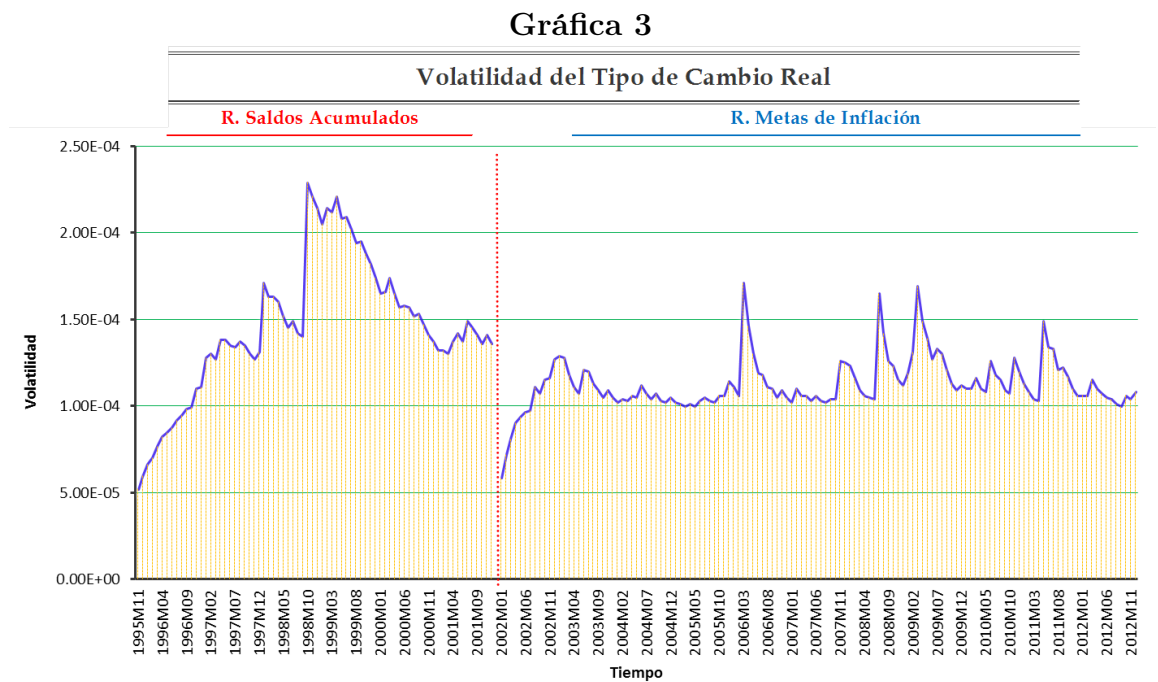
Dado que el modelo macroeconómico en esta investigación consta de un sistema de cuatro ecuaciones, se requiere de una metodología que nos permita estimarlos de manera simultánea. Se sigue las ideas de Bollerslev (1990) y Korap (2009) para estimar un sistema de ecuaciones utilizando la metodología GARCH. El estimador *System-GARCH* es una técnica apropiada para modelar la varianza y covarianza de los términos de error, generalmente en su forma autorregresiva¹⁵.

En las Tablas 6 y 7 (ver Anexo I) se presentan los resultados de estimación—por Máxima Verosimilitud con efectos GARCH—para el Régimen de Saldo 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. Se observa que los resultados estimados por este método (*System-GARCH*) replican, a grandes rasgos, lo obtenido en las estimaciones por medio de *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). Sin embargo, nuestro principal interés recae en cómo se comporta, en el tiempo, la volatilidad del tipo de cambio real bajo distintos regímenes de política monetaria. Este comportamiento se

¹⁵Cabe mencionar que se optó por la especificación *Diagonal VECM* de un GARCH multivariado.

puede apreciar en la Gráfica 3. Es importante notar 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) es el comportamiento bajo el esquema de Metas de Inflación.



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 volatilidades del tipo de cambio real (TCR).

Tabla 8

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 8) 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 Igualdad de Medias

Lo interesante de esta prueba es que nos permite contrastar la igualdad en media de un grupo determinado de series ¹⁶. En este caso particular, se contrasta la igualdad en media de las series de volatilidades obtenidas a partir de la estimación por Máxima Verosimilitud con efectos GARCH para los 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

¹⁶De 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-Grupal (*between*). Una vez calculada la variación Entre-Grupal, se genera la variación Intra-Grupal (*within*) comparando los valores de cada serie con la media de esta. En la medida en que las medias de las series sean iguales, la variación *between* tiende a ser mínima en tanto que la *within* crece.

un lado se rescata la serie de varianzas condicionales (volatilidades) del tipo de cambio real bajo el esquema monetario de Saldo Acumulado y por otro lado se tiene a la serie bajo el esquema de Metas de Inflación.

Entonces, se busca testear la hipótesis nula (H_0) de igualdad en media entre las dos series de volatilidades 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 9
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 9 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. Lo interesante está en analizar el estadístico *Welch F*, ya que en este se toma en cuenta que las varianzas de las series podrían ser heterogéneas, y esto va acorde con los indicios observados 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*. De acuerdo a la Tabla 9, se tiene que estos dos estadísticos son lo suficientemente altos y significativos.

Por lo tanto, con base en la descripción anterior, los resultados mostrados en la

Tabla 9 sugieren que hay una evidencia fuerte de 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*.

Los resultados encontrados, tanto por el enfoque de *System-GMM* y el de *System-GARCH*, son de suma importancia para las autoridades encargadas del diseño y manejo de la política monetaria en una economía pequeña y abierta como la peruana.

5. Conclusiones

El objetivo de esta tesina es evaluar empíricamente las volatilidades del tipo de cambio real bajo dos regímenes de política monetaria para la economía peruana: el primero es el Régimen de Saldos Monetarios (1995:11 – 2001:12) y el segundo es el Régimen de Metas Explícitas de Inflación (2002:01 – 2012:12). Para lograr este objetivo, se formuló la representación canónica de un modelo macroeconómico con el espíritu de los modelos de Equilibrio General Dinámico Estocástico (DSGE) de enfoque Neo-Keynesiano. En concreto, estos modelos consideran la presencia de rigideces nominales, lo que permite modelar a la política monetaria de manera endógena a través de una variante de la regla de Taylor.

Los resultados se obtienen a través de estimaciones econométricas del modelo macroeconómico, cabe resaltar que, estas estimaciones se hacen de manera simultánea, es decir, como sistema. Este enfoque, el de estimar como sistema, permite contrarrestar los posibles problemas de endogeneidad que pudieran existir en los modelos de expectativas racionales tales como los que presentan en esta investigación. Se hace uso del Método Generalizado de Momentos (GMM) y del método de Máxima Verosimilitud (LM) con efectos GARCH. Luego se procede a hacer una prueba de igualdad de medias.

Con base en los resultados obtenidos, se encuentra, evidencia fuerte, que la volatilidad del tipo de cambio real difiere bajo distintos esquemas de regímenes de política monetaria. Esto no sólo es consistente con los resultados teóricos de Gali y Monacelli (2005) sino que también con los resultados empíricos de Lastrapes (1989)¹⁷.

¹⁷ Este último, por medio de una aplicación de la metodología ARCH, encuentra que la política

En particular, se obtiene que en 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. Con base en la evidencia encontrada, se puede 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*. Lo anterior, es un resultado de suma importancia para los encargados del diseño y conducción de la política monetaria; ya que podrían desarrollar políticas dirigidas a disminuir la excesiva volatilidad del tipo de cambio y así incentivar la inversión privada, lo que coadyuvaría en el crecimiento económico.

La presente investigación, al ser una primera aproximación empírica, presenta varias extensiones. Una extensión relevante consistiría en verificar 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, para estudiar las dinámicas de la volatilidad con cambios de régimen, se podría utilizar modelos del tipo Markov-Switching GARCH, más conocidos como MS-GARCH. Por último, futuras investigaciones podrían tomar una muestra de varios países que presenten las características de una economía pequeña y abierta, y hacer los contrastes en términos de bienestar.

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

Apéndice

Modelo GARCH(q,p)

Consideremos una especificación sencilla de un GARCH(1,1):

$$Y_t = X_t' \theta + \epsilon_t \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (10)$$

donde (1) es la ecuación de la media como función de las variables exógenas con un término de error. En la ecuación (2), el término σ_t^2 es la varianza condicional, esta ecuación está en función de un término constante ω , del término ARCH el cual representa la volatilidad del período pasado, medida como rezago del cuadrado del residuo de la ecuación de la media (ϵ_{t-1}^2), y del término GARCH, que representa la varianza del período pasado (σ_{t-1}^2).

En este sentido, un GARCH(q,p) puede ser estimado eligiendo valores de q o p mayores a 1, y donde q es el orden autorregresivo de los términos GARCH y p es el orden de las medias móviles de los términos ARCH. Entonces, la representación de la varianza de un GARCH(q,p) es:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 \quad (11)$$

Para completar la especificación básica del ARCH se requiere un supuesto a cerca de la distribución condicional del término de error ϵ . En esta primera aproximación

se asume que el error sigue una distribución normal (Gausiana). Una vez dado el supuesto distribucional, los modelos ARCH usualmente son estimados por el método de Máxima Verosimilitud.

Para el caso particular de un modelo GARCH(1,1) con errores condicionales normales, la contribución para el logaritmo de la función de verosimilitud (*log-likelihood*) para la observación t es:

$$l_t = -\frac{1}{2}\log(2\phi) - \frac{1}{2}\log\sigma_t^2 - \frac{1}{2}(y_t - X_t'\theta)^2/\sigma_t^2 \quad (12)$$

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 6

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

Demanda Agregada: y		Oferta Agregada: π^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		0.43
$Reg.s.e.$	0.0232		0.0014		0.0124		0.0396
$Sum\hat{u}^2$	0.0365		1.4E-04		0.0108		0.1085

Los valores en paréntesis son las desviaciones estándar.

En la tabla 7 se presentan los resultados de estimación por el método de Máxima Verosimilitud con efectos GARCH para el período 2002:01–2012:12.

Tabla 7

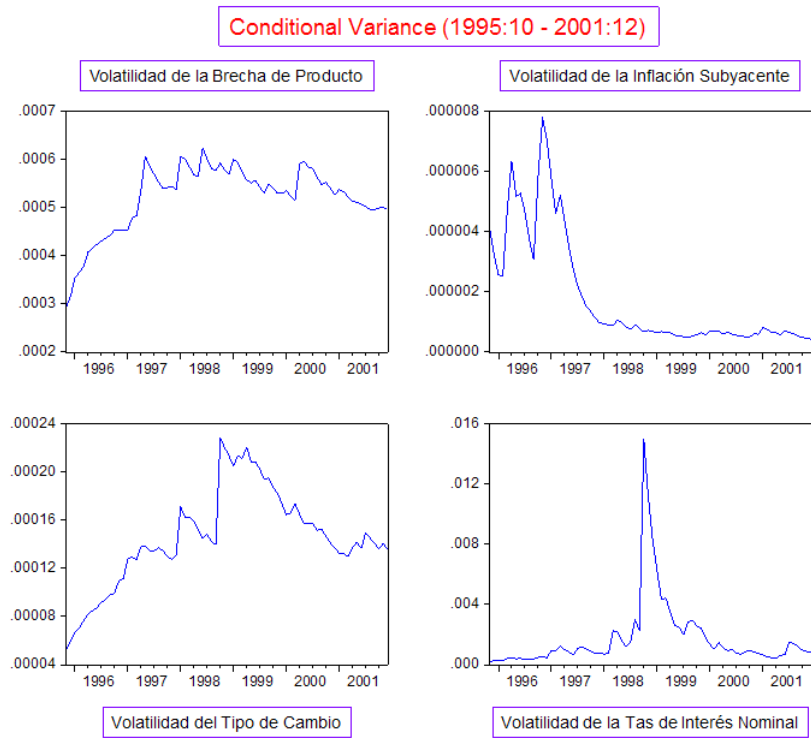
Resultados de la Estimación *System GARCH*: Régimen de Metas de Inflación

Demanda Agregada: y		Oferta Agregada: π^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.

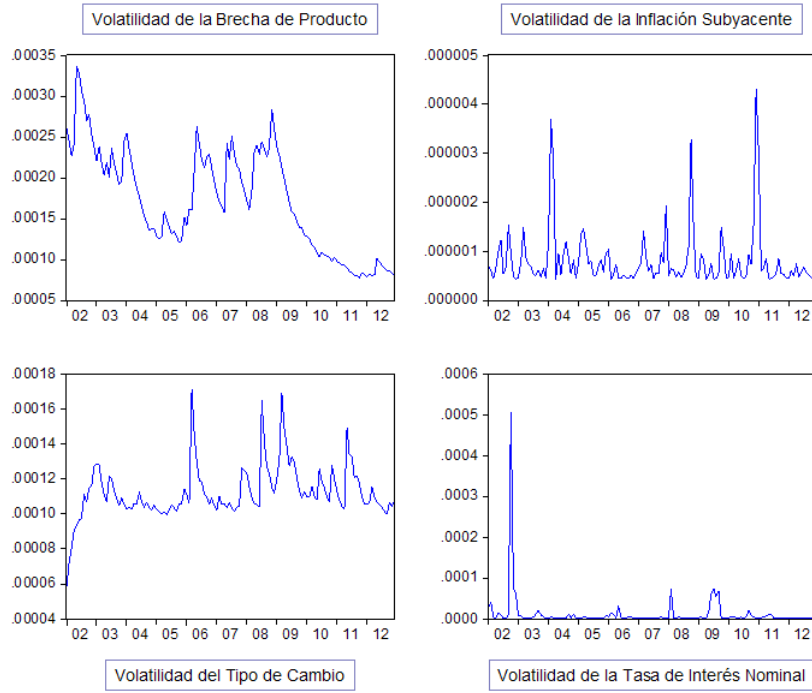
Anexo II

Gráfica 1



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.
- Gali, 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.).