



Banco Central

No. 63 - enero / junio - 2012 - Año XXI - Guatemala, C. A.



BANCO DE GUATEMALA

7a. avenida, 22-01, zona 1, Guatemala, C. A.

Apartado Postal: 365

Teléfonos: PBX (502) 2429 6000 / 2485 6000

Télex: 5231 / 5461

Fax: (502) 22534035

Telegramas: GUATEBANCO

Página internet: www.banguat.gob.gt

Banca Central No. 63 (enero-junio 2012)

Consejo Editorial

Director

Oscar Roberto Monterroso Sazo

Consejeros

Antonieta Gutiérrez Escobar
Leonel Moreno Mérida
Carlos Eduardo Castillo Maldonado
Rómulo Oswaldo Divas Muñoz

Coordinación

Ivar Ernesto Romero Chinchilla

Producción

Sergio Armando Hernández Rodas
Leonel Enrique Dubón Quiñonez

Diagramación

Raquel González Ortiz

Servicios Secretariales

Ana Lucero Herrarte Pantaleón

Edición

Juan Francisco Sagüí Argueta

Impresión

Unidad de Imprenta del Banco de Guatemala

Banca Central es una publicación semestral, divulgativa del pensamiento institucional del Banco de Guatemala. Debido a que es una Revista de amplio criterio, también está abierta a ideas no necesariamente coincidentes con las del Banco.

Los colaboradores de la Revista son enteras y exclusivamente responsables por sus opiniones y, por consiguiente, éstas no reflejan la posición oficial del Banco, a menos que ello se haga constar expresamente.

Es libre la reproducción de los artículos, gráficas y cifras que figuren en la Revista, siempre y cuando se mencione la fuente.

Toda correspondencia deberá dirigirse a: Revista *Banca Central*, Banco de Guatemala, 7^a. avenida, 22-01, zona 1. Código Postal No. 01001.

Índice

Presentación

Trabajos ganadores del Certamen Permanente de Investigación sobre Temas de Interés para la Banca Central “Dr. Manuel Noriega Morales” edición 2011-2012

3

Primer Lugar

Errores sistemáticos en los pronósticos del panel de analistas privados en Guatemala: ¿son irracionales sus pronósticos de inflación?

5

Gustavo Antonio Leyva Jiménez

Segundo Lugar

Un modelo macroeconómico para Guatemala estimado por métodos bayesianos

33

Carlos Eduardo Castillo Maldonado

Tercer Lugar

El ciclo político-económico en Guatemala durante la época democrática 1986-2011: Implicaciones para la política monetaria, fiscal y cambiaria

75

Herberth Solórzano Somoza
Juan Antonio Ibáñez Reyes

Mención Honorífica

La inflación subyacente en Guatemala: escepticismo acerca de la actual medición y una nueva medida basada en una optimización espectral con algoritmos genéticos

113

Rolando Manuel González Martínez

Secciones permanentes

Junta Monetaria

125

Autoridades y Funcionarios Superiores
del Banco de Guatemala

126

Red nacional de Bibliotecas del Banco de Guatemala

127

Presentación

El Banco de Guatemala ofrece esta edición de la revista Banca Central (enero-junio 2012) con los trabajos premiados en el Certamen Permanente de Investigación sobre Temas de Interés para la Banca Central “Doctor Manuel Noriega Morales”, edición 2011-2012, concurso convocado anualmente por la banca central guatemalteca.

El Primer Lugar fue otorgado al trabajo *Errores sistemáticos en los pronósticos del panel de analistas privados en Guatemala: ¿son irrationales sus pronósticos de inflación?*, del autor **Gustavo Antonio Leyva Jiménez**, quien basa su investigación a partir de que el Banco de Guatemala publica mensualmente desde diciembre de 2003 los resultados de una encuesta de expectativas económicas dirigida a un grupo de analistas privados, locales e internacionales, de los cuales obtiene sus pronósticos de inflación para ciertos períodos adelante. Plantea Leyva que aun cuando, desde su primera publicación, la encuesta ha experimentado mejoras en su elaboración, es válido preguntarse cuán bien los analistas privados han pronosticado la serie de inflación. El autor presenta figuras que muestran las series de inflación y las proyecciones de uno, dos y tres meses adelante, entre diciembre de 2003 y diciembre de 2011, en las cuales, según Leyva, una lectura cuidadosa de las mismas revela que existen períodos muy marcados donde los analistas privados cometen errores de pronóstico de manera sistemática.

El Segundo Lugar correspondió a la investigación *Un modelo macroeconómico para Guatemala estimado por métodos bayesianos*, del autor **Carlos Eduardo Castillo Maldonado**, quien presenta una estrategia para modelar una economía pequeña y abierta, en la cual la autoridad monetaria ha establecido dos objetivos simultáneos: una meta de inflación y un máximo permisible de fluctuación cambiaria. En virtud de ello, Castillo construye un modelo DSGE que contempla el efecto liquidez de la tasa de interés en los agregados monetarios, el efecto de las fluctuaciones del crédito bancario en la actividad económica, los efectos de la política fiscal en el mecanismo de transmisión de la política monetaria y el efecto de variaciones en las reservas monetarias internacionales en la actividad económica y en la inflación. El autor presenta la estrategia de modelación macroeconómica; describe las principales ecuaciones del modelo (las ecuaciones de comportamiento); expone los datos, así como la metodología de estimación; describe los resultados de la estimación bayesiana e ilustra ciertas simulaciones para finalmente exponer las conclusiones del estudio.



Deidad maya que aparece en los billetes de veinte quetzales. Es una estilización elaborada por el pintor guatemalteco Alfredo Gálvez Suárez que tomó la figura representada en la página doce del Códice Maya, conservado en la biblioteca de Dresde, Alemania. Dicha figura fue identificada por los historiadores J. Antonio Villacorta C. y Carlos A. Villacorta en su libro *Códices Mayas* —impreso en la Tipografía Nacional de Guatemala en 1930— como “Dios E: con un vaso de plantas en las manos y una cruz en el adorno de la cabeza. Su signo está en el jeroglífico 2; representa la divinidad del maíz o de la agricultura, llamada Yun Kax”.

El Tercer Lugar lo obtuvo el trabajo *El ciclo político-económico en Guatemala durante la época democrática 1986-2011: Implicaciones para la política monetaria, fiscal y cambiaria*, de los autores **Herberth Solórzano Somoza y Juan Antonio Ibáñez Reyes**, quienes trazan como objetivo general de su investigación verificar la existencia de ciclos políticamente motivados en Guatemala y examinar si se ha dado o no la utilización de alguna de esas variables antes de las elecciones durante el período 1986-2011. El trabajo busca determinar la pertinencia para la economía guatemalteca de la literatura reciente sobre el ciclo político-económico y sus dos variantes más importantes: el ciclo político presupuestal y el ciclo político del tipo de cambio. Se ofrece en la investigación una revisión del marco teórico usado y sus principales corrientes, así como la evidencia empírica realizada en este campo,

que se combina con una discusión sobre las principales implicaciones de estos diferentes modelos para el análisis de la política macroeconómica en Guatemala desde 1986. Uno de los aportes más relevantes del estudio permite analizar el comportamiento de variables macroeconómicas monetarias, cambiarias y fiscales durante los últimos 25 años, considerando un contexto más integral que incluye el elemento político.

La inflación subyacente en Guatemala: escepticismo acerca de la actual medición y una nueva medida basada en una optimización espectral con algoritmos genéticos, de **Rolando Manuel González Martínez**, es la investigación, galardonada con Mención Honorífica, la cual expone que la medida de inflación subyacente, que guía la política monetaria

del Banco de Guatemala, no posee poder predictivo respecto a la inflación general y subestima las variaciones de los precios. El estudio propone una nueva medida de inflación subyacente, basada en una optimización espectral con algoritmos genéticos. Los resultados empíricos indican que esta nueva medida actúa como un predictor insensado de la inflación; comparte la tendencia y reduce la volatilidad de la inflación observada; y es un atractor hacia el que se revierte la inflación al disiparse los choques transitorios de precios, sin que la tendencia se vea afectada por estos shocks. La medida propuesta, según el autor, puede utilizarse como un indicador complementario para orientar y evaluar las decisiones de política monetaria.

Errores sistemáticos en los pronósticos del panel de analistas privados en Guatemala: ¿son irracionales sus pronósticos de inflación?

Gustavo Antonio Leyva Jiménez

1. Introducción y motivación

El Banco de Guatemala publica mensualmente desde diciembre de 2003 los resultados de una encuesta de expectativas económicas dirigida a un grupo de analistas privados, locales e internacionales, recogiendo sus pronósticos de inflación para ciertos períodos adelante. Desde su primera publicación, la encuesta ha experimentado mejoras en su elaboración, permitiendo un mayor número de analistas encuestados, recabando información consistente de pronósticos de horizontes más largos hacia adelante, y reportando información parcial respecto de la distribución de estos pronósticos.

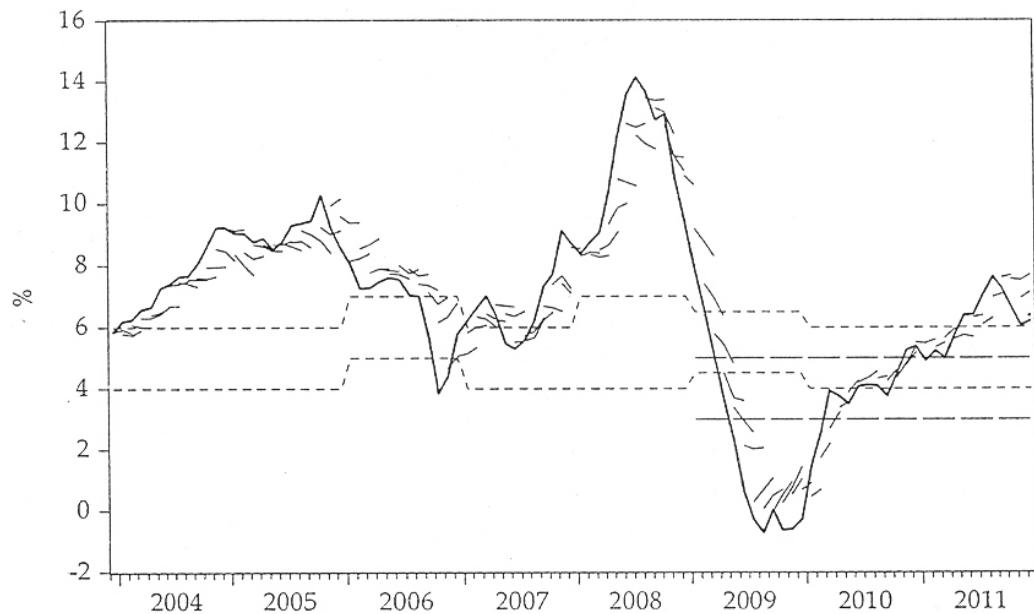
Este esfuerzo por hacer de la encuesta de expectativas económicas un instrumento cada vez más informativo es justificable. La información que se desprende de dicha encuesta es de suma importancia para la autoridad monetaria, considerando que desde el año 2005 el Banco de Guatemala ha seguido un régimen de metas de inflación. Bajo este régimen monetario, el Banco de Guatemala se compromete a mantener la inflación en un rango preestablecido a un horizonte dado de política, tomando las acciones necesarias, principalmente a través del control de una tasa de interés de corto plazo, para cumplir dicho objetivo. Ciertamente, dado que la política monetaria afecta a la economía con rezagos, es necesario contar con una medida de la inflación que esperan los agentes privados en el corto y largo plazos, con el fin de monitorear el grado de anclaje de estas expectativas en relación a la meta inflacionaria y tomar acciones con

la requerida antelación. Precisamente, la encuesta de expectativas económicas al panel de analistas privados cumple este rol.¹

Siendo la encuesta de expectativas económicas una fuente de información valiosa para la política monetaria del Banco de Guatemala, resulta válido preguntarse cuán bien los analistas privados han pronosticado la serie de inflación. Con fines ilustrativos, considere la siguiente figura que muestra la serie de inflación y las proyecciones de uno, dos y tres meses adelante entre diciembre de 2003 y diciembre de 2011. Una lectura cuidadosa de la figura revela que existen períodos muy marcados donde los analistas privados cometen errores de pronóstico de manera sistemática. Por ejemplo, entre enero de 2004 y octubre de 2005 los analistas privados subestiman casi sistemáticamente la inflación observada, con excepción de los meses de mayo, enero y febrero de 2005 en horizontes de predicción de uno, dos y tres meses, respectivamente. Similar comportamiento se observa entre diciembre de 2006 y octubre de 2008. Asimismo, los analistas privados sobreestiman la inflación observada todos los meses entre noviembre de 2005 y noviembre de 2006 y en el período comprendido entre noviembre de 2008 y diciembre de 2009. Esta primera observación es sorprendente toda vez que los errores de pronóstico no son corregidos sino hasta después de uno o dos años. Así, en relación a la pregunta inicial y preliminarmente, la figura 1 sugeriría que los analistas privados podrían haberlo hecho mucho mejor.

¹ Los pronósticos contenidos en dicha encuesta son además considerados, desde el año 2004, como una de las variables indicativas que toma en cuenta el Banco de Guatemala para el seguimiento de su política monetaria. Véase por ejemplo Banco de Guatemala (2011).

Figura 1. Inflación observada y pronósticos de inflación de uno, dos y tres meses adelante.
Metas de inflación anuales (---) y de mediano plazo (—)



Fuente: Banco de Guatemala.

Nota: La inflación observada es presentada en línea sólida. Las líneas cortas que acompañan a la serie de inflación tienen la siguiente interpretación. El primer dato de cada línea corresponde al pronóstico de un mes adelante construido con información al periodo $t-1$. Los siguientes dos datos – cuando están disponibles – corresponden a pronósticos de dos y tres meses adelante formados con información al periodo $t-1$.

El análisis tradicional sobre el carácter óptimo de los pronósticos busca detectar patrones en los errores como los encontrados en el análisis previo. Diebold y Lopez (1996) describen un conjunto de requisitos que los pronósticos deben cumplir para ser considerados “buenos”, óptimos, racionales o eficientes.² Primero, los pronósticos deben ser insesgados. Segundo, los errores deben estar autocorrelacionados hasta un orden ($h-1$) para un horizonte de predicción h . Finalmente, la varianza de

los errores de pronóstico debe disminuir con el arribo de nueva información. Este análisis tradicional supone que la función de pérdida de los agentes es simétrica. Como ejemplo, considere el error cuadrático medio (ECM), que es una de las funciones de pérdida comúnmente utilizadas en la evaluación de pronósticos.

Sin embargo, es conocido, gracias a las contribuciones de Granger (1969), Zellner (1986), Christoffersen y Diebold (1997), Elliott *et al.* (2005) y Patton y Timmermann (2007b), que funciones de pérdida asimétricas pueden producir errores de pronóstico con propiedades que desde el punto de vista tradicional son consideradas poco deseables, como por ejemplo, errores de pronóstico sesgados (Capistrán (2008) y Elliott *et al.* (2008)). Permitir que las funciones de pérdida sean asimétricas tiene importantes implicancias prácticas. En ciertos casos, puede ser razonable que los costos de sobreestimar y de subestimar la variable de interés sean distintos. En el contexto de nuestro ejemplo, ello podría deberse a un temor a equivocarse que sea dependiente del curso de la inflación observada. De la figura 1 es claro que los

² En adelante estos adjetivos son utilizados indistintamente. El concepto de racionalidad guarda relación con lo establecido en Muth (1961).

analistas privados tienden a subestimar la inflación en tiempos de repunte inflacionario mientras que suelen sobreestimar la inflación en tiempos de desinflación. Se podría argüir que este comportamiento se debe a una actitud conservadora frente a los riesgos de sobreestimar una tendencia alcista en la inflación o de subestimar una tendencia desinflacionaria. De esta manera, la aparente ausencia de racionalidad en los pronósticos de los analistas privados puede tener una explicación alternativa basada en la forma de su función de pérdida. Por lo tanto, resultaría prematuro juzgar la racionalidad de pronósticos de inflación sin antes conocer o aproximar la función de pérdida implícita de los analistas.

En este trabajo se evalúa la optimalidad de los pronósticos de inflación de h periodos adelante, con $h = 1, 2$ y 3 meses, de los analistas privados consultados en la encuesta de expectativas económicas considerando supuestos y aproximaciones suficientemente flexibles de su función de pérdida. A partir de estas pruebas es posible determinar si la aparente ausencia de optimalidad en los errores de pronóstico es robusta a la forma de la función de pérdida –es decir, los pronósticos son en realidad ineficientes– o si son producto exclusivamente de una función de pérdida asimétrica. Se puede argüir que este análisis cobraría mayor relevancia si se aplicara a pronósticos de horizontes de predicción más largos, que son los que más guardan relación con el horizonte de política monetaria y las metas de mediano plazo del Banco de Guatemala, las cuales son establecidas para horizontes mayores a un año.³ Lamentablemente, la información de los pronósticos de 12 y 24 meses adelante es publicada recién desde enero de 2010 restringiendo cualquier análisis econométrico debido a la muestra pequeña. No obstante esta preocupación válida, se considera que la pregunta que se intenta responder en este documento es relevante incluso para pronósticos de corto plazo. Por un lado, los pronósticos de corto plazo pueden ser muy informativos en tiempos en que la inflación se desvíe de la meta inflacionaria y probablemente las expectativas de mayor plazo hacia

adelante no estén ancladas a la meta. Para Guatemala, que ha experimentado desvíos de su meta recurrentemente, esto es particularmente importante (véase figura 1). Por otro lado, con el análisis conjunto de pronósticos de uno, dos y tres meses adelante puede resultar más fácil diferenciar entre sorpresas o tendencias inflacionarias en las percepciones de los analistas privados que si se analizara sólo uno de estos pronósticos aisladamente. Ciertamente, el banco central estaría más interesado en tendencias que sorpresas para su toma de decisiones de política monetaria. En este sentido, el análisis conjunto de los tres pronósticos adquiere especial interés.

La distinción entre ausencia de optimalidad y presencia de asimetrías en la función de pérdida de los analistas privados puede ser importante en la práctica para el Banco de Guatemala. Dado que los pronósticos de inflación de los analistas privados son un insumo para la ejecución de la política monetaria, es claro que la evidencia a favor de cualquiera de las dos hipótesis debe llamar la atención respecto a la correcta interpretación de los pronósticos contenidos en la encuesta, lo que a su vez, demanda distintas reacciones de política que adviertan las propiedades de tales pronósticos. Así, si existe evidencia en favor de la primera hipótesis, el Banco de Guatemala debería proponer mecanismos operativos en la elaboración de la encuesta que busquen que los analistas privados tengan la información e incentivos necesarios para producir buenos pronósticos. En cambio, si la segunda hipótesis tiene mayor soporte estadístico que la primera, el Banco de Guatemala deberá tener en cuenta la función de pérdida de los analistas privados a la hora de utilizar sus pronósticos de inflación.

Por ejemplo, si los pronósticos generados con función de pérdida asimétrica son sesgados, el Banco de Guatemala podría estimar este sesgo y utilizarlo para corregir los pronósticos en análisis posteriores.

El documento está estructurado de la siguiente manera. En la segunda sección se describe la encuesta de expectativas económicas, poniendo énfasis en la cronología de cambios que ha experimentado en relación a los pronósticos de inflación. En la tercera sección se lleva a cabo un análisis preliminar de la optimalidad de los pronósticos de inflación asumiendo que la función de pérdida de los analistas privados es simétrica, revisando para ello los requisitos de Diebold y Lopez (1996). En la cuarta

³ La primera meta de mediano plazo fue establecida en el año 2008 para un periodo de 5 años de convergencia, contando a partir del 2009 (Banco de Guatemala, 2008b). La vigencia de esta meta de inflación es actualizada a medida que pasa el tiempo. Así, en Banco de Guatemala (2011) se recuerda que la meta de inflación de mediano plazo, establecida en el 2008, rige a partir del 2013, es decir, para un periodo restante de 2 años de convergencia.

sección se utiliza el enfoque de Patton y Timmermann (2007a) que busca probar la hipótesis de optimalidad de los pronósticos imponiendo leves restricciones sobre el verdadero proceso generador de datos (PGD) de la inflación. En la sección 5 se evalúa la optimalidad de los pronósticos bajo aproximaciones suficientemente flexibles de la función de pérdida de los analistas. La última sección concluye y discute algunas recomendaciones a la luz de los resultados.

2. La encuesta de expectativas económicas

En línea con la práctica de los bancos centrales que operan bajo un régimen de metas de inflación, el Banco de Guatemala elabora mensualmente una encuesta de expectativas económicas dirigida a un panel de analistas privados, nacionales e internacionales, recogiendo sus pronósticos para distintos horizontes de predicción sobre variables de interés para la política monetaria. La encuesta contiene los valores promedio de los pronósticos de inflación y del crecimiento del producto bruto interno de cada uno de los analistas encuestados.⁴

El Banco de Guatemala publica los resultados de esta encuesta desde diciembre de 2003. Desde entonces, la encuesta ha experimentado cambios favorables, permitiendo la publicación de pronósticos con plazos más largos hacia adelante y de la información que sustenta los pronósticos de inflación y la interpretación de los mismos.

En el primer año de vigencia de la encuesta se reporta pronósticos de inflación para el mes en el que se realiza la encuesta, los dos meses siguientes, y para la inflación de fin de periodo del año en curso. En este documento, el primer pronóstico es interpretado como un pronóstico de un periodo adelante, aunque valores particulares de este sean consultados durante la segunda, tercera y/o cuarta semanas del mes en curso.⁵ Con esta convención, las

⁴ La primera encuesta de expectativas fue respondida por 9 analistas. A partir del 2005 la información sobre el número de analistas consultados no es mostrada en la encuesta. Sin embargo, en Banco de Guatemala (2008a) se sugiere que este número se habría incrementado.

⁵ Este supuesto no parece fuerte, dado que durante la segunda, tercera y/o cuartas semanas de un determinado mes difícilmente se tenga información sobre variables de interés del mes en curso. Por ello, parece razonable asumir para propósitos prácticos que estos pronósticos corresponden a proyecciones de un periodo adelante, es decir, con información al mes anterior.

proyecciones de los dos meses siguientes corresponden a pronósticos de dos y tres periodos adelante, respectivamente. Posteriormente, con la implementación formal del esquema de metas de inflación en el año 2,005, se incluye el pronóstico de inflación de fin de periodo del siguiente año como variable adicional a ser reportada. Recientemente, se han incluido pronósticos de inflación a plazos más largos, que guardan estrecha relación con el horizonte de política monetaria y las metas de mediano plazo del banco central. Así, desde enero de 2010 se reporta de manera consistente pronósticos de inflación de 12 y 24 meses adelante.

Adicionalmente, a partir del año 2007 se les pide a los analistas privados que indiquen los factores internos y externos que sustentan sus pronósticos de inflación de fin de periodo del año en curso. Este requerimiento es muy importante ya que por un lado los analistas privados se ven obligados a reportar pronósticos con cierto fundamento económico, lo que podría redundar en una mejor calidad de los pronósticos y, por otro lado, le permite al Banco de Guatemala monitorear lo que a juicio de los analistas privados son los factores más importantes para entender el curso futuro de la inflación. Entre los factores internos se cita comúnmente a los precios de los combustibles, el desempeño de las políticas fiscal y monetaria, el tipo de cambio y las condiciones estacionales y climáticas, y entre los factores externos se encuentran los precios de las materias primas y el precio internacional del petróleo. El listado de estos factores es además acompañado de estimaciones de los porcentajes de sus contribuciones a la inflación total proyectada.

Finalmente, la encuesta de expectativas ha avanzado en mejorar los aspectos comunicacionales ligados a la interpretación de los pronósticos. En efecto, desde junio de 2009 los pronósticos de un mes adelante y de fin de periodo del año en curso y del siguiente año son reportados junto con intervalos de confianza. Ciertamente, es deseable reportar los pronósticos con medidas de incertidumbre que den cuenta no solo del desconocimiento natural del futuro sino también del conocimiento imperfecto en torno al verdadero proceso estocástico que sigue la inflación y al modelo y métodos usados para predecirla.

3. Análisis convencional de optimalidad de pronósticos

En esta sección se lleva a cabo un análisis preliminar de los pronósticos de inflación de los analistas privados, usando

pruebas de optimalidad que son ampliamente utilizadas en la literatura de evaluación de pronósticos. El supuesto implícito que valida el uso de estas pruebas es que las preferencias de los analistas están caracterizadas por funciones de pérdida simétricas. Teóricamente, los pronósticos pueden ser entendidos como producto de un problema de optimización. El analista enfrenta el problema de encontrar el pronóstico (óptimo) que minimice el valor esperado, formado sobre cierto conjunto de información, de su función de pérdida.⁶ Formalmente, el analista resuelve:⁷

$$\min_{\hat{y}} E[L(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h}) | \Omega_t] = \min_{\hat{y}} E_t[L(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h})]$$

donde E es el operador de esperanza matemática, Ω_t representa el conjunto de información acumulado al periodo t , L es la función de pérdida del analista, y es la variable de interés, \hat{y} es el valor pronosticado de esta variable, y h es el horizonte de predicción. Una función de pérdida típica es el error cuadrático, en cuyo caso:

$$L(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h}) = c (y_{t+h} - \hat{y}_{t+h})^2 = c e_{t+h}^2 \quad \dots(1)$$

donde c es un parámetro positivo y e es el error de pronóstico. Nótese que debido a la simetría de la función L , en (1) se está asumiendo implícitamente que es igual de costoso sobreestimar y subestimar la variable de interés. Bajo estos supuestos, es directo ver que el pronóstico óptimo es igual a la media condicional de esta variable:

$$y^*_{t+h} = E_t(y_{t+h})$$

⁶ Dado que no se cuenta con información de los pronósticos de cada analista encuestado, se asume que es suficiente caracterizar el comportamiento del analista privado representativo (promedio) para entender las propiedades de optimalidad de los pronósticos agregados (promedio).

⁷ Se puede demostrar que este problema puede ser entendido como uno de teoría decisiones. En particular, se puede demostrar que la función de pérdida L puede ser escrita como el negativo de la función de utilidad del analista que depende de la variable de interés y y de su pronóstico. Véase Granger y Machina (2006). Los autores derivan este resultado para los casos de una función de pérdida cuadrática y de una función de pérdida –asimétrica– que depende del nivel de la variable de interés.

que resulta de resolver la condición de primer orden:

$$E_t \left(\frac{\partial L(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h})}{\partial \hat{y}_{t+h}} \right) = 0$$

En este contexto, Diebold y Lopez (1996) establecen las siguientes propiedades que conjuntamente caracterizan a los pronósticos óptimos:⁸

1. Los pronósticos óptimos son insesgados, es decir, se cumple que $E_t(y_{t+h} - \hat{y}_{t+h}^*) = 0$. Dicho de otro modo, el promedio de los errores de pronóstico es cero.
2. Errores de pronósticos h periodos adelante exhiben un orden de autocorrelación ($h-1$).
3. La varianza incondicional de los errores de pronóstico es no decreciente en el horizonte de predicción. Esta propiedad simplemente establece que la varianza de los errores de pronóstico debe disminuir con el arribo de nueva información.

El análisis de esta sección es en efecto preliminar dado que no se conoce la función de pérdida de los analistas privados y, más bien, se asume que la función de pérdida es como en (1), es decir, solo dependiente del error de pronóstico y simétrica. Sin embargo, este análisis se realiza voluntariamente por dos razones. Primero, es el enfoque que ha sido adoptado ampliamente en la literatura empírica de evaluación de pronósticos. Segundo, la comparación de los resultados de esta sección y los obtenidos asumiendo funciones de pérdida flexibles puede arrojar luces en la práctica respecto del carácter restrictivo y quizás desacertado del primer enfoque.

Los datos utilizados corresponden a observaciones mensuales de la inflación de precios al consumidor, medida como la variación de doce meses del índice general de precios, y los pronósticos de uno, dos y tres meses adelante de los analistas privados. La muestra comprende el periodo que va de diciembre de 2003 a diciembre de 2011. La serie del pronóstico de tres meses adelante merece un comentario aparte. Lamentablemente, se dispone de una menor cantidad de datos para esta

⁸ Estas propiedades son discutidas formalmente en Diebold y Lopez (1996) y Patton y Timmermann (2007b).

serie. Por un lado, este pronóstico se dejó de publicar mensualmente desde enero de 2010. Por otro lado, entre febrero de 2004 y diciembre de 2009 hay algunos períodos de un mes o dos meses en los cuales los datos de esta variable no aparecen reportados. Para lidiar con este último inconveniente se decide interpolar los datos faltantes usando polinomios de Lagrange. El apéndice A.1 contiene detalles sobre el procedimiento utilizado. A continuación, se evalúa si las propiedades sugeridas por Diebold y Lopez (1996) caracterizan a los pronósticos de inflación de los analistas privados en Guatemala.

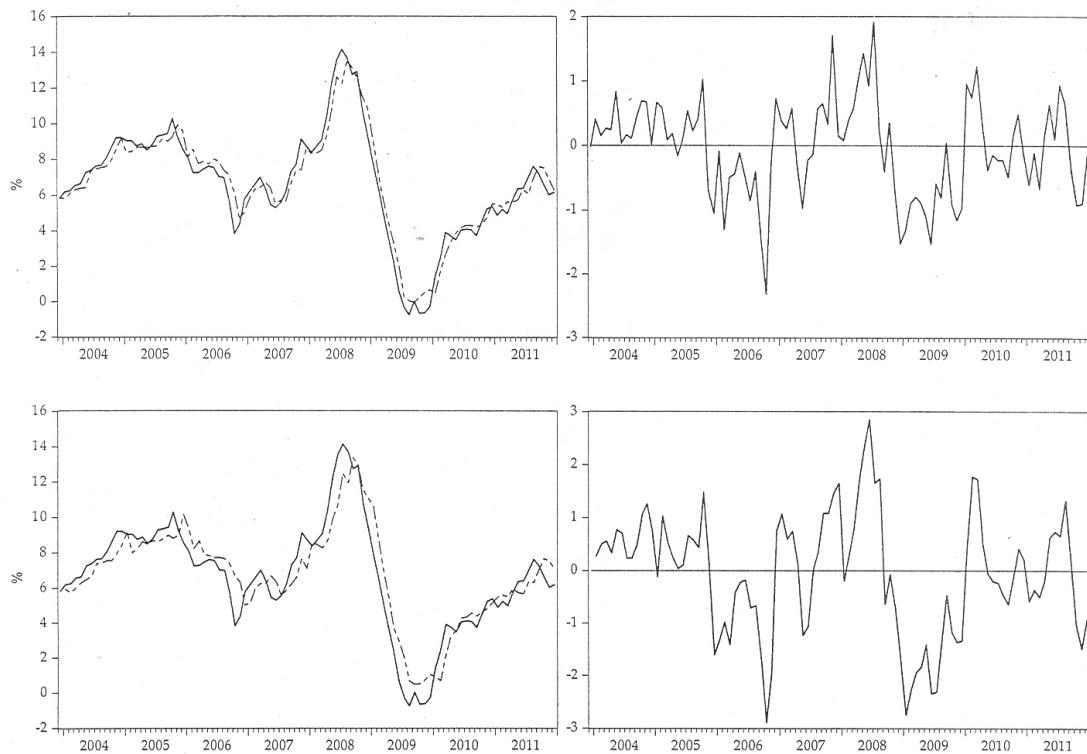
3.1. ¿Son insesgados los pronósticos de inflación?

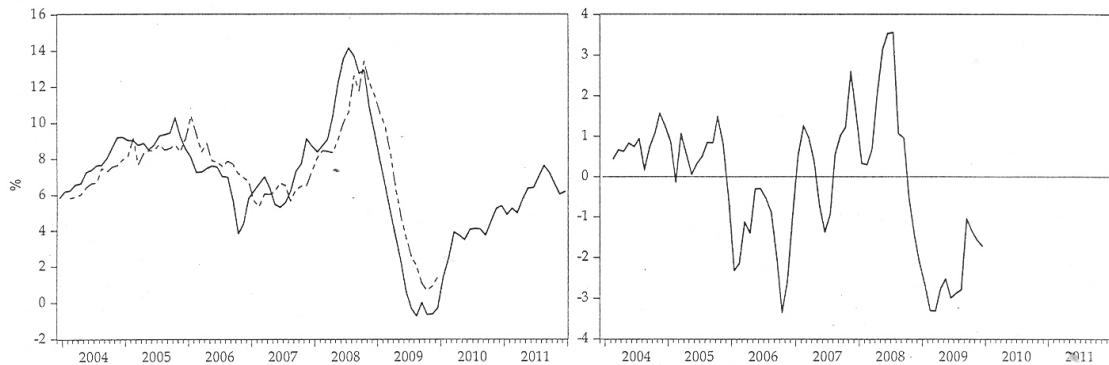
Los pronósticos de inflación y los errores asociados son presentados en la figura 2, según horizonte de predicción h . Existe un rasgo en la figura que es común a todos los pronósticos que llama poderosamente la atención. La figura revela que los analistas privados han cometido errores

sistemáticos de predicción entre los años 2004 y 2009. De hecho, lo sorprendente es que los errores no se corrigen –no se toma en cuenta en las predicciones posteriores el haber sobreestimado o subestimado la inflación en el pasado– sino hasta después de uno o dos años. Específicamente, entre enero de 2004 y octubre de 2005 los analistas privados subestiman la inflación observada –cometen errores positivos– casi sistemáticamente, con excepción de los meses de mayo, enero y febrero de 2005 en horizontes de uno, dos y tres meses, respectivamente; y se observa un comportamiento similar entre diciembre de 2006 y octubre de 2008.

Asimismo, los analistas privados sobreestiman la inflación observada –cometen errores negativos– todos los meses entre noviembre de 2005 y noviembre de 2006 y en el periodo comprendido entre noviembre de 2008 y diciembre de 2009. Después de esta fecha, no se observan patrones similares.

**Figura 2. Inflación (—) y pronósticos de inflación (---)
(izquierda), y errores de pronóstico (derecha)
($h=1$: superior, $h=2$: centro, $h=3$: inferior)**





Una manera de cuantificar el patrón sistemático observado en los errores de predicción es estimar el sesgo de los pronósticos, calculado como el promedio muestral de los errores. La figura 2 sugiere que el cálculo de este promedio usando toda la muestra no es recomendable ya que los patrones de sobreestimación y subestimación de la inflación observada podrían en un caso extremo cancelarse, sugiriendo equivocadamente que los pronósticos son insesgados cuando no lo son. Los resultados del cálculo del sesgo por subperiodos son reportados en el cuadro 1.

**Cuadro 1. Sesgo de los pronósticos h meses adelante por subperiodos
(En puntos porcentuales)**

	Pronóstico 1 periodo adelante (h=1)	Pronóstico 2 periodos adelante (h=2)	Pronóstico 3 periodos adelante (h=3)
Periodos de subestimación:			
Ene-2004 - Oct-2005	0.35	0.56	0.74
No. observaciones	22	22	21
Dic-2006 - Oct-2008	0.45	0.75	0.92
No. observaciones	23	23	23
promedio valor absoluto (1)	0.40	0.66	0.83
Periodos de sobreestimación:			
Nov-2005 - Nov-2006	-0.76	-1.05	-1.28
No. observaciones	13	13	13
Nov-2008 - Dic-2009	-0.93	-1.64	-2.31
No. observaciones	14	14	14
promedio valor absoluto (2)	0.85	1.35	1.80
razón (2)/(1)	2.11	2.05	2.16
Muestra completa			
Dic-2003 - Dic-2011	-0.04	-0.05	-0.17
No. observaciones	97	96	71

Si bien la elección de los subperiodos se basa solamente es una inspección visual, el cuadro 1 revela la utilidad del análisis desagregado. Sin evidencia preliminar de los patrones discutidos previamente, el cálculo del error promedio para la muestra completa conduciría a conclusiones equivocadas. En efecto, los sesgos calculados para los tres pronósticos son despreciables numéricamente y, también, económicamente (véase penúltima línea del cuadro 1). Incluso, el sesgo calculado para el pronóstico de mayor horizonte de predicción, igual a -0.17 puntos porcentuales, es pequeño para ser considerado relevante.

Sin embargo, la lectura del cuadro 1 teniendo en cuenta el cálculo desagregado por subperiodos sugiere resultados diametralmente distintos. A diferencia de los sesgos estimados con la muestra completa, las magnitudes calculadas por subperiodos podrían ser importantes para la autoridad monetaria. Así, para el primer periodo de subestimación el sesgo estimado es de 0.35, 0.56 y 0.74 puntos porcentuales para los pronósticos de uno, dos y tres meses adelante, respectivamente. Como es esperable, el sesgo se incrementa a medida que el horizonte de predicción aumenta, patrón que se repite en los sesgos estimados para el resto de subperiodos. Estos valores corresponden a los sesgos de menor magnitud en valor absoluto entre todos los reportados. El segundo periodo de sobreestimación que comprende los meses entre noviembre de 2008 y diciembre de 2009 presenta los máximos sesgos estimados en valor absoluto. Así, el sesgo asociado a los pronósticos de un mes adelante es de -0.93 puntos porcentuales, casi un punto porcentual, equivalente al margen de tolerancia de la meta de inflación del Banco de Guatemala, mientras que los pronósticos de dos y tres meses adelante exhiben sesgos incluso de mayor magnitud, del orden de -1.64 y -2.31 puntos porcentuales, respectivamente. Este último sesgo es mayor al tamaño del rango establecido dentro del cual se permite que la inflación fluctúe en la actualidad.⁹ El cuadro también sugiere que aunque la fracción observada de errores positivos y negativos es casi la misma, en promedio el sesgo de sobreestimación equivale al doble de la magnitud del sesgo de subestimación. Usando la muestra completa, la fracción de errores negativos es 47% para los pronósticos de uno y dos meses adelante, y 45% para el pronóstico de tres meses adelante.

⁹ La meta de inflación establecida para el año 2012 es de 4.5% +/- 1 punto porcentual según Banco de Guatemala (2011).

Hasta ahora, el análisis, aunque informal, ha resultado útil para entender parcialmente la naturaleza de los pronósticos de inflación de los analistas privados en Guatemala. En efecto, se ha mostrado evidencia de pronósticos generados con sesgo que desde el punto de vista económico son de magnitud importante. A continuación, se complementa el análisis anterior apelando a pruebas econométricas para examinar si el sesgo en los pronósticos es estadísticamente significativo.

La presencia de sesgo en los pronósticos es comúnmente probada estimando una regresión entre los datos realizados y pronosticados de la variable de interés. Mincer y Zarnowitz (1969) proponen probar la hipótesis nula de pronósticos insesgados en el contexto de la siguiente regresión:¹⁰

$$y_{t+h} = \alpha + b \hat{y}_{t+h} + u_{t+h} \quad \dots(2)$$

donde y_t es la inflación observada, \hat{y}_t denota el pronóstico de inflación y u_t es un término de error con media cero. Bajo la hipótesis nula, la restricción conjunta es $\alpha = 0$ y $b = 1$, que puede ser verificada estadísticamente usando una prueba F típica. Bajo la hipótesis nula es fácil ver que la ecuación (2) equivale a:

$$y_{t+h} - \hat{y}_{t+h} = e_{t+h} = u_{t+h} \quad \dots(3)$$

donde es claro que bajo la hipótesis nula los errores de pronóstico tienen las propiedades del error de regresión.¹¹

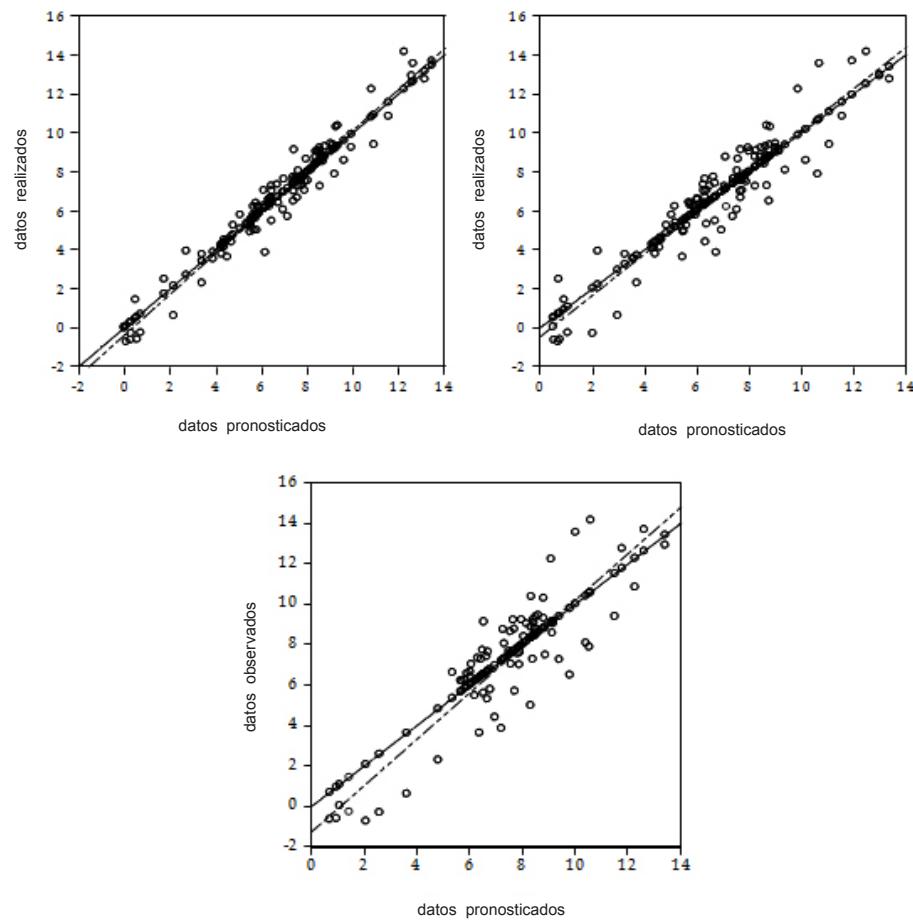
¹⁰ Esta regresión, conocida como la regresión de Mincer y Zarnowitz, es utilizada incluso en publicaciones recientes como en Timmermann (2006) y Patton y Timmermann (2007a). Esta regresión puede ser vista alternativamente como una de eficiencia –y no solo de sesgo– débil (Timmermann (2006)). Pruebas de eficiencia fuertes incluyen, además de la variable de interés, otras variables de conocimiento público o privado que utilizan los analistas para construir sus pronósticos. En la sección 4 se considera pruebas de optimalidad con un conjunto más amplio de información.

¹¹ Así, el error de la regresión (2) se comportará como ruido blanco para pronósticos de un periodo adelante, pero estará autocorrelacionado para horizontes de predicción mayores que uno, en línea con las propiedades de Diebold y Lopez (1996). Esto significa que para hacer inferencia es recomendable el uso de matrices de covarianzas consistentes con la presencia de autocorrelación.

La figura 3 sugiere que para la muestra completa pareciera que es fácil no rechazar la hipótesis nula de pronósticos insesgados. Nótese la cercanía entre la línea de 45 grados y la línea de regresión (2) estimada por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). De hecho, el p-value asociado a la prueba F es 0.513, 0.890, y 0.711 para los pronósticos de uno, dos y tres meses adelante, respectivamente (véase última línea del cuadro 2), no existiendo por lo tanto, a niveles usuales de significancia, suficiente evidencia estadística en contra de la hipótesis nula. Este resultado es consistente con el tamaño del sesgo calculado al principio de esta sección utilizando la muestra completa, dando la impresión de que los pronósticos son insesgados.

Los resultados del análisis previo por períodos dan cuenta de la posibilidad que la regresión (2) presente quiebres estructurales en los parámetros a y b . En lo que sigue, en vez de elegir arbitrariamente los subperiodos, se examina la presencia de quiebres estructurales por medio de las pruebas de Bai y Perron (1998, 2003), cuyo atractivo radica en el hecho que quiebres múltiples son determinados endógenamente.

Figura 3. Inflación realizada y pronosticada (%), línea de 45 grados (—) y línea de regresión por MCO (---)
(h=1: izquierda, h=2: derecha, h=3: inferior)



La evidencia de las pruebas propuestas por Bai y Perron (1998, 2003) son consistentes con la presencia de al menos un quiebre estructural en la ecuación (2) para los tres pronósticos de inflación. En el cuadro 2 las dos pruebas utilizadas –asociadas a los estadísticos UDmax y WDmax– coinciden en mostrar evidencia al respecto, a niveles de significancia usuales. Estas pruebas necesitan especificar un número máximo de quiebres, que debido al tamaño de la muestra, es establecido igual a 3. Para determinar el número de quiebres se sigue el procedimiento secuencial discutido en Bai y Perron (2003). Luego de haber probado

la presencia de al menos un quiebre estructural, los autores recomiendan la aplicación de pruebas de hipótesis secuenciales.

Primero se prueba la hipótesis nula de existencia de un solo quiebre contra la hipótesis alternativa de existencia de dos quiebres. Si la hipótesis nula es rechazada, se procede a contrastar las hipótesis de dos quiebres contra la de tres quiebres, y así sucesivamente, hasta encontrar evidencia suficiente como para no rechazar alguna de las hipótesis nulas.

Cuadro 2. Regresión de Mincer y Zarnowitz y quiebres estructurales

	nivel de significación	valor crítico	horizonte de predicción		
			h=1	h=2	h=3
¿Hay o no quiebres?			si	si	si
estadístico UDmax	10%	9.66	837.09	106547.63	501614.48
	5%	11.16	837.09	106547.63	501614.48
	1%	14.92	837.09	106547.63	501614.48
estadístico WDmax	10%	10.46	1219.83	155264.59	730968.54
	5%	12.15	1289.09	164080.37	772472.23
	1%	16.52	1395.45	177619.07	836210.96
¿Cuántos quiebres hay?			1	1	1
F(2 1)	10%	9.37	2.1387	0.0029	0.0002
	5%	10.98	2.1387	0.0029	0.0002
	1%	14.92	2.1387	0.0029	0.0002
¿Cuándo ocurren los quiebres?			dic-09	ago-08	oct-08
Primer régimen			Regresiones de Mincer y Zarnowitz H ₀ : a = 0 y b = 1		
estadístico F			3.390	0.424	0.138
p-value			0.039	0.657	0.872
Segundo régimen					
estadístico F			2.704	0.651	21.749
p-value			0.089	0.527	0.000
Memo:					
Muestra completa					
estadístico F			0.672	0.117	0.343
p-value			0.513	0.890	0.711

Nota: Los p-values y estadísticos presentados en este cuadro son calculados sobre la base de errores estándar consistentes con la presencia de autocorrelación, usando el procedimiento descrito en Andrews (1991) y Andrews y Monahan (1992). Se utiliza el ancho de banda automático de Andrews (1991) basado en una aproximación AR(1) y el kernel Quadratic Spectral. Los residuos son preblanqueados con un AR(1) siguiendo a Andrews y Monahan (1992).

En nuestro caso, el procedimiento secuencial es sencillo ya que la primera hipótesis nula no puede ser rechazada a niveles de significancia usuales. Por ello, solo se reporta el estadístico asociado $F(2|1)$, que representa al estadístico F de la prueba de la hipótesis nula de un quiebre contra la de dos quiebres. Los estadísticos desarrollados por Bai y Perron (1998, 2003) no tienen distribución estándar, razón por la cual se presentan los estadísticos calculados y los respectivos valores críticos.

Los quiebres encontrados en cada una de las regresiones de Mincer y Zarnowitz asociadas a los tres pronósticos de inflación coinciden con fines de los años 2008 y 2009. El quiebre en la regresión de los pronósticos de un mes adelante es encontrado en diciembre de 2009, mientras que los quiebres encontrados en las regresiones de dos y tres meses adelante corresponden a agosto y octubre de 2008, respectivamente. Esto evidencia que la relación entre los datos observados y pronosticados de inflación habría cambiado en esas fechas, invalidando por lo tanto la regresión de (2) basada en la muestra completa. Para entender este resultado puede ser útil observar una vez más la figura 2. Los patrones sistemáticos que fueron detectados al principio de esta sección son observados sin dificultad hasta diciembre de 2009 o en todo caso, después de esa fecha, los períodos en los que aparentemente los errores no se corrigen son relativamente de menor duración. Luego de esta fecha, no es fácil detectar períodos donde de forma recurrente se sobreestime o subestime la inflación. Aparentemente, las pruebas de quiebres estructurales estarían captando este comportamiento en los pronósticos en relación a la inflación observada.

Una vez detectado el quiebre es posible estimar la ecuación (2) por MCO y hacer inferencia con muestras separadas bajo procedimientos usuales (Bai y Perron (2003)). Debido a la presencia de autocorrelación en los errores de las regresiones de Mincer y Zarnowitz se utiliza la matriz de covarianzas de los estimadores MCO propuesta por Andrews (1991) y Andrews y Monahan (1992).¹² El primer régimen corresponde a la primera parte de la muestra incluyendo la fecha de quiebre mientras que el segundo régimen corresponde al resto de la muestra (véase cuadro

2). En el caso de la regresión entre los datos observados de inflación y los pronósticos de un mes adelante se rechaza la hipótesis nula de pronósticos insesgados al 10% de significancia, como lo sugieren los p-values en ambos regímenes. Debido a la muestra pequeña este nivel de significancia parece ser el más adecuado contra el cual comparar los p-values calculados. A este nivel de significancia, sin embargo, no existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de pronósticos insesgados en un horizonte de predicción de dos meses. En efecto, los p-values calculados para ambos regímenes son 0.657 y 0.527, respectivamente. Finalmente, solo en el segundo régimen de la regresión que incluye los pronósticos de tres meses adelante la hipótesis nula es rechazada. En cambio, en el primer régimen existe evidencia de que estadísticamente los pronósticos son insesgados a niveles de significancia usuales.

En suma, existe evidencia estadística parcial de pronósticos sesgados que depende, al parecer, del horizonte de predicción. A continuación, estudiamos el segundo requisito de Diebold y Lopez (1996).

3.3 Patrones de autocorrelación en los errores de pronóstico

La segunda implicancia de un pronóstico óptimo es que los errores de proyección asociados deben exhibir una estructura que dependa del horizonte de predicción h . Específicamente, errores de pronósticos h meses adelante deben tener una estructura de media móvil de orden ($h-1$). En particular, el pronóstico de un mes adelante no debe exhibir autocorrelación serial.

A continuación, se estima procesos de media móvil para los errores de pronósticos de dos y tres meses adelante. Los p-values asociados a la hipótesis nula de significancia de cada parámetro son presentados entre paréntesis debajo del respectivo valor estimado del parámetro. El proceso de media móvil estimado para los errores de pronósticos de dos meses adelante es:

$$e_t = -0.06 + 0.67e_{t-1} + \hat{u}_t \\ (0.70) (0.00)$$

y para los errores de pronóstico de tres meses adelante es:

¹² Véase nota al pie de página 13.

$$e_t = -0.19 + 1.04e_{t-1} + 0.58e_{t-2} + \hat{u}_t$$

$$(0.50) (0.00) (0.00)$$

La significancia de los parámetros de las regresiones no es suficiente para probar la segunda propiedad de Diebold y Lopez (1996). Si los errores de pronóstico siguen, en efecto, los procesos de media móvil especificados arriba, los modelos estimados debiesen estar bien especificados. Para examinar la presencia de problemas de especificación en las estimaciones de arriba se prueba la ausencia de autocorrelación en los errores estimados \hat{u}_t de ambas regresiones. Recuerde que si los pronósticos de un mes adelante son eficientes, sus errores debiesen comportarse como ruido blanco. En el cuadro 3 los estadísticos Q de Ljung y Box (1978), construidos bajo la hipótesis de ausencia de autocorrelación de hasta un orden preestablecido m , son presentados junto con los correspondientes p-values. Si los pronósticos de inflación de los analistas privados fuesen óptimos las pruebas de autocorrelación no debiesen ser rechazadas. Los resultados del cuadro, sin embargo, son consistentes con pronósticos inefficientes. En todos los casos, considerando pronósticos de cualquier horizonte de predicción y distintos órdenes máximos de autocorrelación, la hipótesis nula es rechazada a niveles usuales de significancia.

Cuadro 3. Pruebas de autocorrelación de Ljung-Box (1978)

orden máximo de autocorrelación m	e_t o u_t modelado como MA($h-1$)	horizonte de predicción		
		h=1	h=2	h=3
		MA (0)	MA (1)	MA(2)
1	estadístico Q	33.37	12.77	4.45
	p-value	0.00	0.00	0.03
3	estadístico Q	50.97	32.78	23.69
	p-value	0.00	0.00	0.00
6	estadístico Q	53.55	40.10	27.35
	p-value	0.00	0.00	0.00
9	estadístico Q	59.36	42.39	31.48
	p-value	0.00	0.00	0.00
12	estadístico Q	78.88	61.18	38.60
	p-value	0.00	0.00	0.00

3.4 Varianzas incondicionales de los pronósticos

La última propiedad que deben cumplir los pronósticos óptimos es que la varianza incondicional de los errores de pronóstico debe disminuir con el arribo de nueva

información. Esto significa que la varianza de los errores de pronóstico debe ser no decreciente respecto del horizonte de predicción h . Así, se debe verificar la relación $\text{var}(e_{t+1}) \leq \text{var}(e_{t+2}) \leq \text{var}(e_{t+3})$, donde e denota el error de pronóstico.

Cuadro 4. ¿Es la varianza creciente con el horizonte de predicción?

Varianza muestral			
	h=1	h=2	
	0.561	1.351	
Matriz de ratios $\text{var}(h_i)/\text{var}(h_j)$			
(i,j)	1	2	3
1	1.000	-	-
2	2.407	1.000	-
3	4.945	2.054	1.000
Prueba de razón de varianzas: $F(h_1 h_2) / p\text{-values}$			
	$F(2/1)$	$F(3/1)$	$F(3/2)$
	0.001	0.000	0.000

En el cuadro 4 se reporta los valores calculados de la varianza incondicional muestral de los errores de pronóstico de los analistas privados por horizonte de predicción. Estos valores son consistentes con el tercer requisito de Diebold y Lopez (1996). La varianza es creciente en el horizonte de predicción. En particular, la varianza de los errores del pronóstico de tres meses adelante equivale casi a cinco veces la varianza de los errores del pronóstico de un mes adelante, y es el doble de la varianza de los errores del pronóstico de dos meses adelante (valores de 4.945 y 2.054, respectivamente, en la matriz de cocientes de varianzas). Asimismo, la varianza de los errores del pronóstico de un mes adelante es casi la mitad de la varianza de los errores del pronóstico de dos meses adelante. Adicionalmente, las pruebas de razón de varianzas, construidas bajo la hipótesis nula de igualdad de varianzas, brindan evidencia complementaria. La prueba $F(h_1 | h_2)$ está asociada a la hipótesis nula de igualdad de varianzas entre los errores de pronósticos de h_1 y h_2 meses adelante. La hipótesis nula es rechazada a niveles usuales de significancia tal como es reflejado por los p-values calculados.

En conclusión, asumiendo que los analistas privados buscan minimizar el valor esperado de una función de

pérdida cuadrática, se ha encontrado evidencia en contra de la optimalidad de sus pronósticos de inflación. Dado que cada una de las propiedades de Diebold y Lopez (1996) son condiciones necesarias pero no suficientes para caracterizar a pronósticos óptimos, se concluye que los pronósticos de los analistas privados son inefficientes y, por lo tanto, son susceptibles de mejora.

4. Análisis de optimalidad sin conocer la función de pérdida

En la sección anterior se presentó evidencia en contra de la optimalidad de los pronósticos de inflación de los analistas privados bajo el supuesto de pérdida cuadrática. En la práctica, sin embargo, es más razonable asumir que la información sobre la función de pérdida es privada a diferencia de los pronósticos que son de conocimiento público. Por lo tanto, es deseable conocer las propiedades de pronósticos óptimos bajo el supuesto de función de pérdida desconocida.

Durante un tiempo, la literatura de evaluación de pronósticos se ha concentrado en brindar una solución intermedia, desarrollando pruebas de optimalidad bajo el supuesto de una función de pérdida asimétrica. En general, las razones por las cuales las preferencias del analista pueden ser consistentes con una función de pérdida asimétrica pueden ser agrupadas en tres.¹³ La primera razón tiene relación con los costos de sobreestimar y subestimar la variable de interés. Un costo relativo distinto a uno es consistente con una función de pérdida asimétrica. Por ejemplo, Capistrán (2008) recupera la función de pérdida de la Reserva Federal de Estados Unidos a partir de sus pronósticos de inflación, y encuentra que esta función es asimétrica. En particular, a la Reserva Federal le disgustaría más que la inflación se sitúe por encima de una meta variable de inflación que por debajo de esta. Por lo tanto, es racional que la autoridad monetaria sobreestime sistemáticamente la inflación de modo que la consecuente respuesta de política – mediante un aumento en la tasa de interés de política – logre finalmente que la inflación se sitúe por debajo de la meta. Asimismo, Elliott et al. (2008) al analizar la optimalidad de los pronósticos de inflación y crecimiento del producto contenidos en la Encuesta a los Analistas Profesionales (del inglés, Survey of Professional

Forecasters) encuentran que el costo relativo de subestimar el crecimiento del producto y de sobreestimar la inflación es mayor a uno. Es decir, los analistas profesionales consultados en dicha encuesta serían adversos a malos resultados relacionados con predecir un crecimiento del producto menor que el observado y de predecir una inflación mayor que la realizada. La función de pérdida también es asimétrica si el costo relativo de sobreestimar y subestimar la variable de interés es función del nivel de esta variable. Por ejemplo, Patton y Timmermann (2007a) encuentran evidencia a favor de una actitud conservadora de la Reserva Federal de Estados Unidos en la construcción de sus pronósticos de crecimiento del producto que depende del escenario de crecimiento. Así, la función de pérdida de la Reserva Federal es simétrica cuando el crecimiento del producto es alto. En cambio, cuando el crecimiento del producto es considerado promedio o bajo, el costo de sobreestimar el crecimiento es mayor al costo de subestimarlo. La explicación reside en el hecho que la sobreestimación del crecimiento del producto en una recesión, por ejemplo, puede ser relativamente más costosa dado que ello demandaría una política monetaria contractiva más enérgica que la necesaria. Finalmente, una función de pérdida asimétrica puede capturar motivaciones estratégicas ligadas a la construcción de pronósticos, que están presentes en casos en los que la consecución de resultados profesionales dentro una empresa están muy ligados a los pronósticos de las variables que determinan dichos resultados. Para una revisión de ejemplos concretos véase Elliott y Timmermann (2008).

Algunas propiedades óptimas de los pronósticos son conocidas bajo el supuesto de función de pérdida asimétrica. Granger (1969), en una contribución seminal, muestra que una función de pérdida lineal asimétrica genera pronósticos con sesgo constante bajo el supuesto de normalidad de la variable que se quiere predecir. Zellner (1986) muestra que bajo la función de pérdida lineal exponencial¹⁴ el pronóstico óptimo es también sesgado, cuyo tamaño aumenta con el grado de asimetría. Más tarde, Christoffersen y Diebold (1997) extienden los resultados previos, demostrando que si el proceso generador de datos (PGD) de la variable de interés admite

¹³ Véase Elliott y Timmermann (2008)

¹⁴ Más adelante se hace explícita la forma de esta función de pérdida. Esta función fue propuesta por Varian (1975): "A Bayesian approach to real estate assessment."

componentes de varianza condicional variable, el sesgo es variable en el tiempo.¹⁵ Por su parte, Elliott *et al.* (2005) proponen una prueba de optimalidad de pronósticos que explota las condiciones de momentos asociadas a la ortogonalidad de los errores de pronósticos y el conjunto de información, utilizando una familia paramétrica de funciones de pérdida, que bajo ciertas restricciones sobre los parámetros, incluye al error cuadrático medio. Además, este marco conceptual les permite recuperar los parámetros profundos asociados a la función de pérdida, utilizando información mínima de la variable de interés y del conjunto de información.¹⁶ Recientemente, Patton y Timmermann (2007b) muestran que las propiedades típicas de optimalidad son inapropiadas no solo cuando la función de pérdida de los analistas es asimétrica sino también en presencia de no-linealidades en el PGD de la variable de interés. Este resultado contrasta con el caso en el que la función de pérdida es simétrica, supuesto bajo el cual la media condicional de la variable de interés no tiene que estar restringida a procesos particulares. En suma, en presencia de asimetrías la función de pérdida y la distribución condicional de la variable que se desea pronosticar determinan las propiedades que los pronósticos deben cumplir para ser considerados óptimos.

Lo anterior sugiere que es posible desarrollar pruebas de optimalidad que permitan flexibilidad en las funciones de pérdida asumidas (en el PGD) a costa de imponer ciertas restricciones en el PGD (las funciones de pérdida). Este dilema es aprovechado por Patton y Timmermann (2007a). Los autores proponen novedosas pruebas construidas sobre supuestos mínimos en relación a la función de pérdida del analista pero que imponen restricciones sobre el PGD de la variable de interés. Patton y Timmermann (2007a) presentan la siguiente proposición

¹⁵ Capistrán y Timmermann (2009) muestran formalmente que una consecuencia de asumir funciones de pérdida asimétricas es también la generación de errores de pronósticos autocorrelacionados incluso para pronósticos de un periodo adelante.

¹⁶ Elliott y Timmermann (2005) demuestran que es posible recuperar los parámetros profundos de la función de pérdida incluso con un subconjunto arbitrario del conjunto de información. Como es intuitivo, este es el caso que es relevante en la práctica ya que es difícil determinar todas las variables que presumiblemente usan los analistas privados para construir sus pronósticos, ya que si bien algunas son de dominio público otras son solo conocidas por el analista (son privadas).

que aquí se reproduce en términos informales:¹⁷

Proposición 1 (Patton y Timmermann (2007a)):

Considere cualquiera de los siguientes supuestos:

- (a) *La función de pérdida del analista es solo dependiente del error de pronóstico y el PGD de la variable que se quiere pronosticar admite dinámica solo en la media condicional, o*
- (b) *La función de pérdida del analista es homogénea en el error de pronóstico, i.e., $L(a, e) = g(a)L(e)$, con a positivo y g(a) positivo para todo a, y el PGD de la variable de interés admite dinámica también en la varianza condicional.*

Luego, el indicador definido como $I_{t+h} = I(y_{t+h} \leq \hat{y}_{t+h}^)$ es independiente del conjunto de información Z_t , donde \hat{y}_{t+h}^* es el pronóstico óptimo y $I(\cdot)$ es la función indicador que es igual a uno si el argumento es verdadero, y cero, de otro modo.*

Antes de discutir la prueba de optimalidad de Patton y Timmermann (2007a) es útil presentar los tipos de funciones de pérdida que son comúnmente utilizadas en la literatura.¹⁸ El error cuadrático medio (ECM), que es una de las funciones de pérdida que ha recibido especial atención en la literatura, fue presentado en la sección previa, en la ecuación (1). El error absoluto medio (EAM) también es muy común:

$$L(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h}) = a |y_{t+h} - \hat{y}_{t+h}|$$

donde a es un parámetro positivo de escala. Elliott et al. (2005) proponen la siguiente familia de funciones de pérdida:

$$L(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h}) = [a + (1 - 2a) \cdot I_{t+h}] > < |y_{t+h} - \hat{y}_{t+h}|^p$$

Cuando $p = 1$, esta función se reduce a la función de pérdida conocida como “lin-lin”, porque es lineal por pedazos, e incluye al EAM cuando $a = 0.5$. Cuando $p =$

¹⁷ Véase la proposición 3, página 1175.

¹⁸ Para una revisión de estas funciones de pérdida véase Elliott y Timmermann (2008).

2, se obtiene la función de pérdida conocida como “quad-quad” e incluye al ECM cuando $a = 0.5$. La función lineal exponencial (“lin-ex”), propuesta por Varian (1975) ha sido estudiada por Zellner (1986) y Christoffersen y Diebold (1997):

$$L(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h}) = \exp(b(y_{t+h} - \hat{y}_{t+h})) - b(y_{t+h} - \hat{y}_{t+h}) - 1$$

donde b es un parámetro positivo que controla el grado de asimetría. Si b es positivo, grandes subestimaciones son más costosas que sobreestimaciones de la misma magnitud. Cuando b es negativo se tiene el resultado inverso. En la figura A-1 en el apéndice se presenta estas funciones.

Aunque el supuesto (a) de la proposición 1 deje de lado algunas función de pérdida, muchas funciones de pérdida comúnmente utilizadas en la literatura son de esa forma – solo dependientes del error de pronóstico, incluyendo el error cuadrático medio (ECM), el error absoluto medio (EAM), y las funciones “lin-lin”, “quad-quad” y “lin-ex”. Por su parte, el supuesto (b) incluye a todas las funciones de pérdida anteriores, excepto a la “lin-ex”. Como se puede notar, ambos supuestos admiten una familia diversa de funciones de pérdida, simétricas y asimétricas. Las únicas condiciones que se deben cumplir son que estas funciones dependan solamente del error de pronóstico (a) o que sean homogéneas en estos errores (b).

La independencia del indicador I_{t+h} respecto de Z_t puede ser probada por medio de la siguiente regresión:

$$I_{t+h} = a + bZ_t + u_{t+h} \quad \dots(4)$$

Bajo la hipótesis nula de independencia se tiene que $b = 0$. Esta regresión puede ser estimada por MCO o más apropiadamente, para tener en cuenta que la variable dependiente es binaria, por modelos de elección discreta logit o probit. A continuación, se presenta evidencia respecto de la validez de esta hipótesis. Este análisis se divide en dos secciones. Primero, se intenta caracterizar lo mejor posible el conjunto de información Z_t de los analistas privados en Guatemala. Para ello, se utiliza información de las variables que sustentan sus proyecciones de inflación y que son reportadas en la encuesta de expectativas desde el año 2007 así como otras variables internacionales y de la economía guatemalteca. Segundo, se utiliza métodos de regresión lineal y no-

lineal para probar económetricamente la hipótesis nula. La elección de los supuestos (a) o (b) dependerá del proceso estocástico que mejor caracterice al PGD de la inflación observada.

4.1 Caracterizando al conjunto de información

En esta sección se intenta caracterizar de la mejor manera posible el conjunto de información Z_t que tomarían en cuenta los analistas privados al momento de construir sus pronósticos de inflación en el periodo t . No es una tarea que esté exenta de críticas toda vez que en teoría este conjunto de información además de incluir variables de dominio público también podría contener datos de conocimiento privado. En la práctica, dado que es imposible caracterizar completamente al conjunto de información, las pruebas corresponden en realidad a pruebas de optimalidad parcial (Brown y Maital (1981)). La caracterización que aquí se lleva a cabo es alimentada por las variables indicadas por los propios analistas en la encuesta como aquellas variables que sustentan sus pronósticos y, un par de variables, doméstica y externa.¹⁹

La primera fuente de información corresponde a la lista de variables que aparecen reportadas en la encuesta de expectativas. Entre las variables ligadas al mercado doméstico se incluye el tipo de cambio nominal, el desempeño de las políticas fiscal y monetaria, las condiciones climáticas, la estacionalidad de los productos agrícolas y el precio de los combustibles. Como estas categorías son bastante generales en algunos casos se elige las variables que a nuestro juicio estarían más ligadas con cada una de ellas. Por ejemplo, para medir el desempeño fiscal se utiliza el resultado presupuestal del gobierno central de Guatemala.²⁰ El desempeño de la política monetaria es aproximado por la emisión monetaria, los medios de pago (M2) y el crédito al sector privado en moneda doméstica, las tasas de interés activa y pasiva de mercado expresadas en moneda doméstica, la tasa de interés interbancaria (reportos) en moneda doméstica, la inflación observada y la inflación

¹⁹ Estas últimas son variables a las cuales se les hace un seguimiento constante en los reportes de política monetaria del Banco de Guatemala.

²⁰ La fuente indica que los datos correspondientes al año 2011 son preliminares.

subyacente. Para controlar por patrones de estacionalidad agrícola y condiciones climáticas se incluye el índice mensual de actividad económica (IMAE) sin corregir por estacionalidad. La fuente de todas estas variables es la base de datos económicos del Banco de Guatemala, disponible en su sitio web. El precio de los combustibles es la única de estas variables que no es considerada por falta de información.

En cuanto a las variables externas, las que aparecen recurrentemente en la encuesta son el precio internacional del petróleo y el precio de las materias primas. Se utiliza el precio internacional del petróleo West Texas Intermediate (WTI) expresado en dólares por barril y los precios internacionales del trigo y el maíz, ambos expresados en dólares por tonelada métrica. En este caso, la fuente de información es la base de datos IFS (del inglés, International Financial Statistics) del Fondo Monetario Internacional.

Además de estas variables, se utiliza la medida del IMAE tendencia-ciclo (sin componente estacional) para controlar por factores de demanda que puedan traducirse en presiones inflacionarias, y la tasa de política monetaria de la Reserva Federal de Estados Unidos para controlar por factores externos de política monetaria que podrían afectar indirectamente la actividad económica en Guatemala y, por lo tanto, la inflación. Adicionalmente, se incluye los propios pronósticos de inflación de los agentes privados como parte de su conjunto de información.

Algunas de las variables mencionadas previamente no son usadas sin antes aplicarles una transformación que trata de capturar el tipo de información que los analistas considerarían relevante y útil para la construcción de sus pronósticos. Se supone que la variación de doce meses de las variables monetarias, del tipo de cambio, del IMAE tendencia-ciclo y de los precios internacionales es el tipo de información que cumple este rol. Para no dejar de capturar los patrones estacionales se calcula la variación de tres meses de la serie del IMAE original. La desventaja de incluir variaciones mensuales en el análisis radica en que, así transformadas, las variables se tornan muy ruidosas. De esta manera, se está asumiendo que los analistas no se guían por ruidos sino por tendencias que son posibles de detectar a través del cálculo de variaciones de doce meses.

4.2 Pruebas de optimalidad

Ahora, nos valemos de la proposición 1 de Patton y Timmermann (2007a) para probar la optimalidad de los pronósticos de los analistas privados, admitiendo una familia diversa de funciones de pérdida simétricas y asimétricas. Debido a que es más fácil implementar pruebas que discriminan entre los dos supuestos de la proposición 1 en relación al PGD de la variable de interés, empezamos por tratar de caracterizar el mejor proceso estocástico para la inflación en Guatemala.

Primero, se sigue el procedimiento popularizado por Box y Jenkins (1976) para encontrar el mejor proceso ARIMA de la inflación. En lugar de concentrarnos en determinar si la inflación tiene o no raíz unitaria, nos enfocamos en encontrar el orden autorregresivo y de media móvil que garantice que los errores estimados se comporten como ruido blanco. La razón de esta elección es personal y se debe a que muchas veces los resultados de pruebas estadísticas no van de la mano con la intuición económica. Si la inflación fuese modelada como un proceso no estacionario –como un camino aleatorio, por ejemplo– un shock idiosincrático que por construcción es estacionario tendría efectos permanentes en la trayectoria de la inflación. Aunque es verdad que cierta persistencia es observada en la inflación guatemalteca –sobre todo en el año 2008 a causa del incremento sostenido e inusual de los precios internacionales de los alimentos,²¹ es difícil concebir que sea probable que la inflación explote.²²

El mejor proceso estacionario encontrado para la inflación es el siguiente, con los p-values presentados entre paréntesis:

$$y_t = 0.16 + 1.50y_{t-1} - 0.538y_{t-2} + u_t - 0.92u_{t-12} \quad \dots(5)$$

(0.14) (0.00) (0.00) (0.00)

Por medio de pruebas de autocorrelación de Ljung y Box (1978) se verifica que estadísticamente los residuos de la regresión (5) se comportan como ruido blanco. Con fines de robustez se utiliza el criterio (bayesiano) de información de Schwarz para elegir el mejor modelo

²¹ Para ser precisos, incluso se puede tener el caso en que un proceso estacionario es más persistente que un proceso no estacionario.

²² Para un análisis, en este sentido, de la relación entre raíces unitarias y macroeconomía, véase Cochrane (1991).

ARMA, llegando al mismo resultado.²³ Por lo tanto, un proceso ARMA(2,12) parece aproximar bastante bien la media condicional de la inflación en Guatemala. Para detectar componentes de volatilidad condicional variable, se aplica la prueba de Engle (1982) sobre los residuos. Esta prueba, construida sobre la hipótesis nula de volatilidad condicional constante se basa en una regresión auxiliar entre los residuos estimados al cuadrado y sus rezagos. Independientemente del número de rezagos considerados, la hipótesis nula no es rechazada a niveles usuales de significancia. Por lo tanto, la presencia de componentes ARCH en los residuos es descartada.

²³ Este criterio de información es consistente a diferencia del criterio de Akaike (AIC). Consistencia aquí significa que la probabilidad de elegir al verdadero modelo se acerca a uno a medida que la muestra se hace grande.

Con estos resultados, el supuesto (a) de la proposición 1 resulta más útil. A continuación, se estima la regresión (4) por MCO.²⁴ Si la hipótesis nula de optimalidad de pronósticos es rechazada, la evidencia sería interpretada en contra de la optimalidad de los pronósticos de los analistas privados asumiendo que su función de pérdida depende solo del error de pronóstico. Cabe recalcar que basta que la hipótesis nula sea rechazada para cualquier subconjunto de Z_t para mostrar evidencia en ese sentido.

La información que es suficiente para mostrar evidencia a favor o en contra de la optimalidad de los pronósticos está resumida en los p-values asociados a la hipótesis nula

²⁴ Con fines de robustez la ecuación (4) también es estimada por métodos no lineales. Se estiman modelos probit (distribución normal estándar), logit (distribución logística) y gompit (distribución de valor extremo) y los resultados que se muestran a continuación se mantienen.

Cuadro 5. Pruebas de optimalidad bajo funciones de pérdida que solo dependen del error

variables	unidades	transformación usada	h=1		h=2		h=3	
			(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Variables internas								
pronóstico de inflación h meses adelante	%	nivel	0.053	0.000	0.342	0.000	0.221	0.000
inflación observada	%	nivel	0.041	0.000	0.437	0.000	0.388	0.000
inflación subyacente observada	%	nivel	0.083	0.000	0.469	0.000	0.634	0.000
emisión monetaria	millones de Q.	var. 12 meses	0.145	0.000	0.003	0.000	0.013	0.000
medios de pagos (M2)	millones de Q.	var. 12 meses	0.052	0.000	0.689	0.000	0.174	0.000
crédito privado en MN	millones de Q.	var. 12 meses	0.210	0.000	0.685	0.000	0.174	0.000
tasa de interés activa	%	nivel	0.370	0.000	0.870	0.000	0.914	0.000
tasa de interés pasiva	%	nivel	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
tasa de interés de reportos promedio	%	nivel	0.026	0.000	0.003	0.000	0.013	0.000
índice IMAE original	-	var. 3 meses	0.331	0.000	0.227	0.000	0.762	0.000
índice IMAE tendencia ciclo	-	var. 12 meses	0.773	0.000	0.050	0.000	0.048	0.000
tipo de cambio nominal venta	Q. por dólar	var. 12 meses	0.160	0.000	0.183	0.000	0.021	0.000
déficit presupuestal	millones de Q.	nivel	0.129	0.000	0.046	0.000	0.055	0.000
Variables externas								
precio internacional del petróleo	US\$ por barril	var. 12 meses	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
tasa de política monetaria de EEUU	%	nivel	0.796	0.000	0.228	0.000	0.573	0.000
precio internacional del trigo	US\$ por ton. met.	var. 12 meses	0.001	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000
precio internacional del maíz	US\$ por ton. met.	var. 12 meses	0.064	0.000	0.033	0.000	0.103	0.000

$b = 0$ en la regresión (4). Esta información es mostrada en el cuadro 5. Se presenta dos columnas para cada uno de los pronósticos considerados. La primera columna en todos los casos corresponde a la regresión (4), mientras que la segunda columna corresponde a la regresión que incluye además el rezago del indicador I_{t+h} . En este último caso, se prueba la hipótesis conjunta de que los parámetros asociados a la variable incluida en Z_t y al rezago del indicador son iguales a cero. Esta última regresión es considerada debido a la potencial presencia de autocorrelación en este indicador, heredada de los errores de pronóstico.

Del cuadro anterior se puede extraer los siguientes comentarios. Primero, en algunos casos, la hipótesis nula de optimalidad es rechazada a causa, principalmente, de la significancia estadística del parámetro asociado al rezago del indicador (véase columna 2). Los casos en los que la variable por sí sola contribuye a rechazar la hipótesis de optimalidad al 10% de significancia son resaltados en negrita (véase columna 1). Es interesante notar que todas las variables del cuadro excepto cuatro de ellas –el crédito al sector privado en moneda doméstica, la tasa de interés activa, la serie original del IMAE y la tasa de política monetaria de la Reserva Federal– ayudarían a predecir al indicador para al menos un horizonte de predicción. Las variables que resultan significativas en la regresión de optimalidad de manera consistente para cualquier horizonte de predicción son la tasa de interés pasiva en moneda nacional, la tasa de interés interbancaria (reportos) en moneda nacional, y los precios internacionales del petróleo y del trigo. Informalmente, este resultado sugiere que estas variables podrían ayudar a mejorar los pronósticos de inflación. Segundo, en relación a la columna 2 del cuadro, se puede apreciar que, independientemente de la variable utilizada en la regresión, la hipótesis de optimalidad es rechazada a niveles usuales de significancia. Una interpretación errónea de este resultado, que es consistente a nivel de la variable utilizada y horizonte de predicción, le atribuiría al rezago del indicador un rol importante, casi exclusivo, en rechazar la hipótesis de optimalidad, concluyendo que en realidad los resultados responden más bien a patrones de autocorrelación presentes en los residuos de la regresión (4). Sin embargo, debe recordarse que, en principio, el rezago del indicador también forma parte del conjunto de información Z_t .

En suma, este análisis produce los siguientes dos resultados. Primero, como resultado secundario se ha

podido identificar las variables que podrían ayudar a mejorar los pronósticos, ya que se ha encontrado que estas variables contendrían información útil para entender períodos en los que se sobreestima o subestima la inflación observada. Segundo, y en relación al objetivo principal de esta sección, se ha encontrado evidencia consistente y suficiente para rechazar la hipótesis de optimalidad de los pronósticos de los analistas privados considerando una familia amplia de funciones de pérdida simétricas y asimétricas que solo dependen del error de pronóstico. Esto, sin embargo, no significa que los pronósticos no sean óptimos bajo funciones de pérdida mucho más generales.

Debe tenerse en cuenta que la media condicional de la inflación podría admitir un comportamiento no-lineal del tipo estudiado por Hansen (1996, 1997) –modelos de umbráles, o Hamilton (1989)– modelos markovianos de cambio de régimen, invalidando por lo tanto el supuesto (a) de la proposición 1. En este caso, Patton y Timmermann (2007a) arguyen que no es posible llevar a cabo pruebas de optimalidad sin conocer la función de pérdida. En la siguiente sección se discute una prueba de optimalidad que no impone restricción alguna sobre el PGD de la inflación pero que necesita aproximar la función de pérdida de los analistas privados.

5. Análisis de optimalidad bajo aproximaciones flexibles de la función de pérdida

En esta sección se discute pruebas de optimalidad que no imponen ninguna restricción sobre el proceso generador de datos de la inflación observada y que utilizan aproximaciones suficientemente flexibles de la función de pérdida de los analistas privados.

En particular, se investiga si la evidencia respecto de la ineficiencia de los pronósticos mostrada en la sección anterior es sensible al hecho de haber modelado la serie de inflación como un proceso autorregresivo de media móvil. En la sección anterior se hizo una búsqueda del mejor proceso ARMA que aproxima la media condicional de la inflación. Pero esta búsqueda se hizo en función del supuesto de linealidad asumido para la media condicional. Aunque se pudo haber probado la presencia de no-linealidades, este análisis hubiera resultado infructuoso debido a la imposibilidad de probar la optimalidad de los pronósticos en este caso (Patton y Timmermann (2007a)). Antes de desarrollar este último punto, es conveniente

presentar el marco metodológico. Si bien la prueba de optimalidad que será discutida más adelante no impone restricciones sobre el PGD de la inflación, lo cual constituye una enorme ventaja sobre las pruebas utilizadas en la sección anterior, es necesario aproximar la función de pérdida.

El problema de optimización que teóricamente resuelve el analista privado puede quedar resumido en la siguiente condición de primer orden:

$$E_t \left(\frac{\partial L(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h})}{\partial \hat{y}_{t+h}} \right) = 0$$

lo que a su vez implica que:

$$E_t \left(\frac{\partial L(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h})}{\partial \hat{y}_{t+h}} \cdot Z_t \right) = 0 \quad \dots (6)$$

donde Z_t representa un subconjunto arbitrario del conjunto de información. De este modo, si se tiene información de Z_t y de la primera derivada de la función de pérdida respecto del pronóstico, la condición de ortogonalidad (6) puede ser explotada por el método generalizado de momentos (MGM) para estimar funciones de pérdida paramétricas, como la familia de funciones propuesta por Elliott *et al.* (2005). De hecho, este es el enfoque utilizado por estos autores para discriminar entre funciones simétricas y asimétricas de pérdida. Por conveniencia, se adopta la siguiente notación:

$$\lambda(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h}) = \frac{\partial L(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h})}{\partial \hat{y}_{t+h}}$$

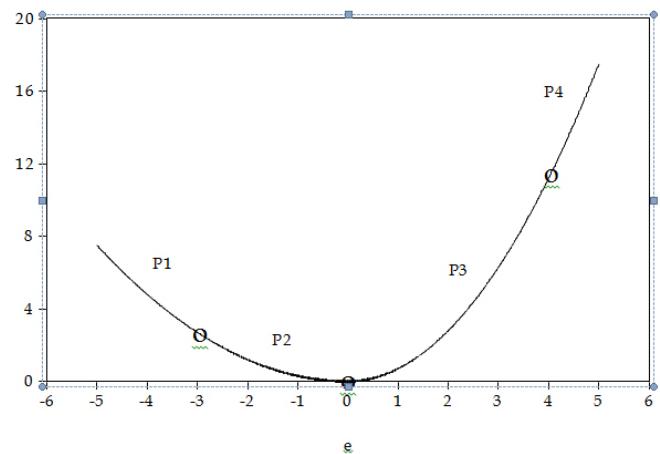
En esta sección en vez de asumir funciones o familias de funciones de pérdida específicas, se approxima $\lambda(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h})$ mediante splines de segundo orden.

Para implementar esta aproximación se necesita definir un número K de nodos $\{\eta_1, \dots, \eta_K\}$. Por ejemplo, considere el caso de $K = 3$ con nodos definidos como los valores correspondientes a los percentiles 25, 50 y 75 de la distribución de los errores de pronóstico. Por supuesto, la calidad de la aproximación es creciente en el número de nodos. Hay que considerar, sin embargo, que el número

de parámetros a estimar es también creciente en el número de nodos, razón por la cual, la elección de K debe considerar el tamaño de la muestra de los datos utilizados. No obstante esta salvedad, Patton y Timmermann (2007a) arguyen que un número pequeño de nodos es suficiente para lograr buenas aproximaciones flexibles de la función de pérdida.

Una vez determinado el número de nodos y sus valores particulares, el paso siguiente consiste en estimar los coeficientes de los polinomios que conectan estos nodos. Para satisfacer propiedades típicas de una función de pérdida –por ejemplo, creciente en el valor absoluto del error de pronóstico– se considera polinomios cuadráticos. Para ganar intuición respecto de este último punto considere el siguiente gráfico:

Figura 4. Splines cuadráticos



En la figura 4 los nodos, representados por círculos, corresponden a $\eta_1 = -3$, $\eta_2 = 0$ y $\eta_3 = 4$. Estos nodos, a su vez, determinan los siguientes polinomios cuadráticos en el error de pronóstico:

$$P_1 = a_1 + b_1 e + c_1 e^2$$

$$P_2 = a_2 + b_2 e + c_2 e^2$$

$$P_3 = a_3 + b_3 e + c_3 e^2$$

$$P_4 = a_4 + b_4 e + c_4 e^2$$

donde los parámetros $\{a_i, b_i, c_i\}_{i=1}^4$ ⁴ son determinados sobre la base de restricciones naturales que deben cumplir los polinomios para lograr una forma como la figura 4 y de los parámetros que gobiernan la aproximación de $\lambda(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h})$. En el apéndice A.2 se discute con detalle cómo se obtienen los coeficientes de estos polinomios.

Patton y Timmermann (2007a) proponen la siguiente aproximación flexible para la primera derivada de $\lambda(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h})$:

$$\frac{\partial \lambda(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h}; \theta, x)}{\partial e} = \begin{cases} \gamma_1(x) = \Gamma(\varphi_{01} + \varphi_{11}x - \ln K), & e \leq \eta_1 \\ \gamma_i(x) = \left(1 - \sum_{j=1}^{i-1} \gamma_j\right) \Gamma(\varphi_{0i} + \varphi_{1i}x - \ln K), & \eta_{i-1} < e \leq \eta_i, i=2, \dots, K \\ \gamma_{K+1}(x) = 1 - \sum_{j=1}^K \gamma_j, & e > \eta_K \end{cases} \quad \dots(7)$$

donde se hace patente el hecho que la aproximación es paramétrica. Claramente, el vector de parámetros $\theta = \{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{K+1}\}$, cuya suma es por conveniencia normalizada a uno, controla el grado de curvatura de la función de pérdida, que en general varía entre nodo y nodo, en función de los parámetros φ y de la variable x . Es directo notar que la relación entre el vector de parámetros θ y los coeficientes de los polinomios está dada por $c_i = 0.5 \gamma_i$. La función $\Gamma(u)$ es cualquier función de distribución acumulada.

Bajo esta especificación las fuentes de asimetría son el nivel del error de pronóstico – a través de la especificación de los nodos – y la variable x . Esta última variable podría ser el nivel de la inflación si se cree que el costo relativo de sobreestimar y subestimar la inflación depende del nivel de esta variable.²⁵ Esta especificación es bastante general. Por un lado, Patton y Timmermann (2007a) arguyen que esta aproximación anida a la familia de funciones de pérdida estudiadas por Elliott *et al.* (2005). Por otro lado, si en cierto contexto, la segunda fuente de asimetría no parece relevante, simplemente los parámetros φ_{li} pueden ser restringidos a ser iguales a cero. Precisamente, la siguiente sección se centra en este caso.

²⁵ De la figura 1, sin embargo, es claro que este parece no ser el caso. Los patrones de sobreestimación y subestimación de la inflación son observados independientemente del nivel de la tasa de inflación.

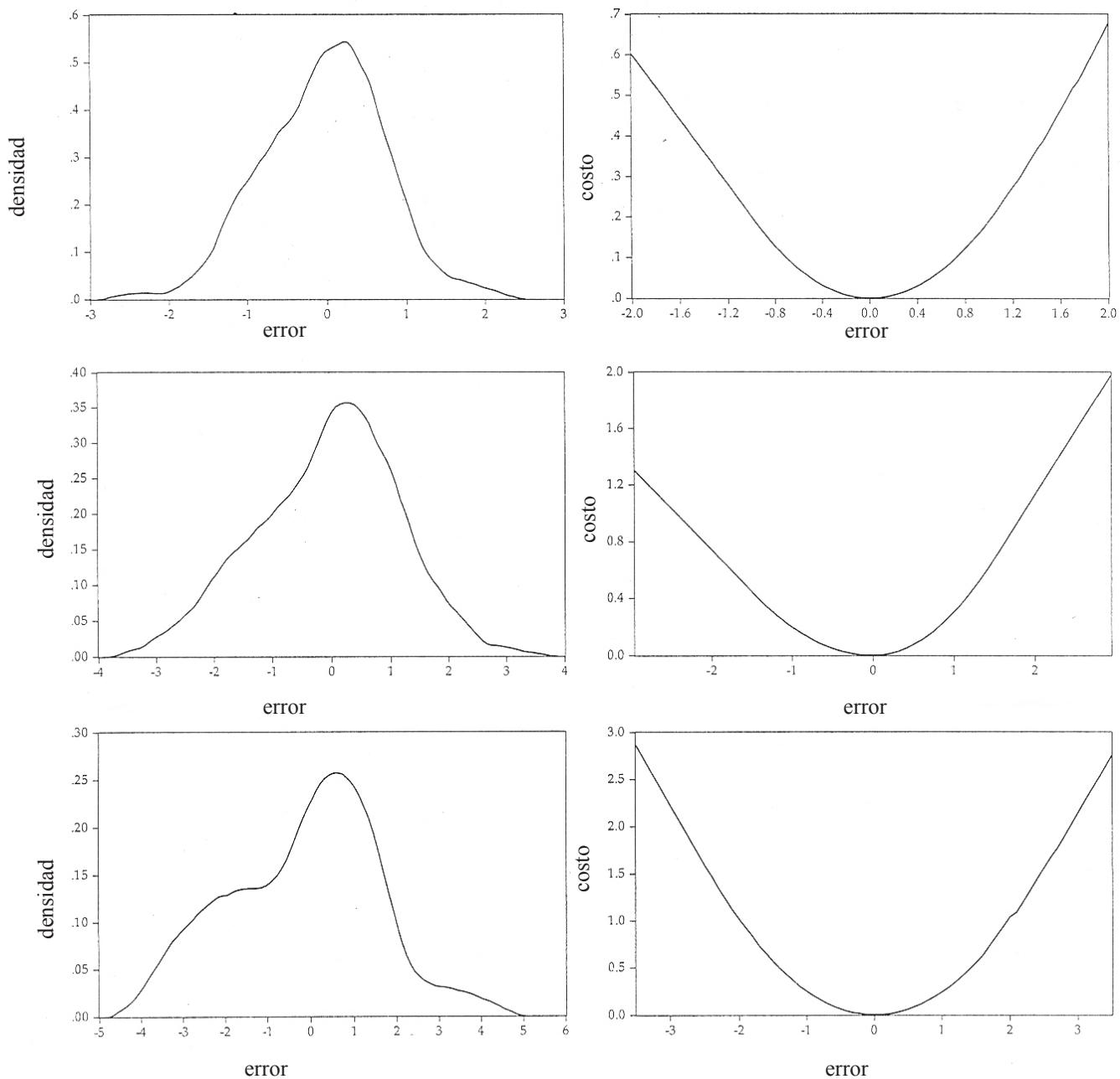
Finalmente, los parámetros φ son estimados por el método generalizado de momentos (MGM), explotando la condición de ortogonalidad (6). La optimalidad de pronósticos puede ser verificada mediante la prueba de sobreidentificación propuesta por Hansen (1982) siempre que el número de instrumentos –dimensión de Z_t – sea mayor al número de parámetros a estimar – dimensión de φ . La prueba de sobreidentificación está construida sobre la hipótesis nula de validez de los instrumentos utilizados, de modo que la condición de ortogonalidad sea muy cercana a cero. Que la hipótesis nula no sea rechazada significa que los pronósticos de los analistas privados son óptimos cuando se asume que su función de pérdida está bien aproximada por (7). En caso contrario, la evidencia será interpretada como que la ineficiencia de los pronósticos es robusta a esta función de pérdida flexible.

5.1 Pruebas de optimalidad

La prueba de optimalidad basada en aproximaciones de la función de pérdida es aplicada a los pronósticos de uno, dos y tres meses adelante, asumiendo que la función de pérdida solo depende del error de pronóstico – imponiendo en (7) que $\varphi_{li} = 0$ para todo $i = 1, \dots, K+1$. Por motivos de muestra pequeña, la aproximación se hace sobre la base de $K = 3$ nodos, con valores específicos extraídos de la distribución de los errores de pronóstico.

El panel izquierdo de la figura 5 presenta las funciones de densidad de los errores de pronóstico para los tres horizontes de predicción. La función de densidad es construida usando el método no-paramétrico basado en el kernel de Epanechnikov y en el ancho de banda propuesto por Silverman (1986). Como se puede apreciar, la forma de las funciones de densidad dista de la forma típica de una distribución normal. Las tres funciones de densidad estimadas exhiben un sesgo importante hacia la derecha. De hecho, la mediana de cada una de las distribuciones es 0.05, 0.12 y 0.32 puntos porcentuales, respectivamente. Es decir, aunque en promedio los analistas privados sobreestiman la inflación observada (véase cuadro 1), el valor central de la distribución de los errores indica que los analistas la subestiman.

Figura 5. Funciones de densidad de los errores de pronóstico (izquierda) y funciones de pérdida de los analistas privados (derecha) ($h=1$: superior, $h=2$: centro, $h=3$: inferior)



Nota: La función de densidad es estimada usando el kernel de Epanechnikov y el ancho de banda propuesto por Silverman (1986). El número de puntos de grilla es 100. Una grilla más fina de puntos (i.e. 1000) no modifica en esencia la forma de las funciones de densidad.

Los valores del error de pronóstico de un mes adelante elegidos para la aproximación son [-1, 0, 1], que corresponden a los percentiles 11, 49 y 93 de su distribución, respectivamente. En el caso de los pronósticos de dos meses adelante, los nodos son establecidos en [-1.5, 0, 1.5], que corresponden a los percentiles 13, 47 y 92 de la distribución de los errores. Finalmente, los nodos elegidos para los errores de pronóstico de tres meses adelante son [-2.5, 0, 2.5]. Estos valores corresponden a los percentiles 12, 46 y 95 de la distribución del error.

En todos los casos, el conjunto de instrumentos Z_t está formado por una constante, los valores contemporáneos y los dos primeros rezagos de los (respectivos) errores de pronóstico y de la inflación observada, y los dos primeros rezagos de $\lambda(y_{t+h}, \hat{y}_{t+h})$. De esta manera, con 3 parámetros a estimar y 9 instrumentos, se tiene 6 restricciones de sobreidentificación. Los parámetros de la aproximación son estimados por MGM asumiendo que $\Gamma(u)$ es la función logística, i.e., $\Gamma(u) = (1 + \exp(-u))^{-1}$.²⁶

Las funciones de pérdida estimadas son presentadas en el panel derecho de la figura 5. Informalmente se puede notar que las funciones de pérdida asociadas a los tres horizontes de predicción son ligeramente asimétricas. Para tener una idea concreta respecto del grado de asimetría de estas funciones se calcula el cociente que compara los costos promedio de sobreestimar y subestimar la inflación observada. Este cociente es calculado usando errores positivos y negativos de la misma magnitud. Así, para los tres horizontes de predicción, este cociente es igual a 0.996, 0.672 y 1.063, respectivamente. Estos valores sugieren que, en promedio, para horizontes de uno y tres meses es igual de costoso sobreestimar y subestimar la inflación. Este resultado es consistente con el tamaño del sesgo de estos pronósticos calculado en la sección 3.1. Como se recuerda, el sesgo promedio de los pronósticos de uno y tres meses adelante es igual a -0.04 y -0.17 puntos porcentuales, respectivamente, que son sesgos insignificantes desde cualquier punto de vista. Por otro lado, aunque los costos de sobreestimar y

subestimar la inflación no sean iguales en un horizonte de dos meses, el costo relativo tampoco es muy grande. El cociente de 0.672 significa que el costo de subestimar la inflación equivale a 1.5 veces el costo de sobreestimarla. Este mayor costo relativo de subestimar la inflación en un horizonte de dos meses explicaría por qué en promedio los agentes privados tienden a sobreestimar la inflación. El sesgo de estos pronósticos es igual a -0.05.

El estadístico J de Hansen (1982) es usado para probar la hipótesis nula de optimalidad de pronósticos. Los p-values asociados a esta hipótesis son 0.01, 0.03 y 0.02, para los pronósticos de uno, dos y tres meses adelante, respectivamente. Estos valores sugieren que existe suficiente evidencia para rechazar la validez de las condiciones de sobreidentificación, y por lo tanto, para rechazar la optimalidad de los pronósticos de los analistas privados. Teniendo en cuenta el ligero grado de asimetría que caracteriza a las funciones de pérdida estimadas, el rechazo de la optimalidad de estos pronósticos es consistente con lo encontrado anteriormente bajo el supuesto de simetría en la función de pérdida. De esta manera, el resultado encontrado en la sección 4 es validado aquí sin haber asumido un proceso estocástico particular para la inflación.

La débil evidencia a favor de funciones de pérdida asimétricas puede deberse, sin embargo, a que los patrones de sobreestimación y subestimación de la inflación, discutidos en la introducción, se cancelan mutuamente, una conjectura que se ensayó en la sección 3.1 cuando se calcularon los sesgos de los pronósticos usando la muestra completa y que luego resultó validada cuando se realizó este mismo cálculo por subperiodos. En efecto, la forma de la función de pérdida y el cálculo del costo relativo de sobreestimación y subestimación de la inflación son útiles para revelar patrones que son observados en promedio. Como es claro, funciones de pérdida asimétricas como las presentadas en la figura 5 pueden también ser consistentes con una sucesión de errores positivos y negativos menos persistente que la observada en la práctica en los errores de pronóstico de los analistas privados en Guatemala. Lamentablemente, las funciones de pérdida que están anidadas en la aproximación flexible presentada en (7) están caracterizadas por un coeficiente de asimetría constante, y por lo tanto, son incapaces de capturar cambios en el signo de los errores de pronóstico con la frecuencia y persistencia observada en los datos.

²⁶ Con fines de robustez, se considera alternativamente que u se distribuye como una normal estándar o como una distribución de Cauchy. La primera (segunda) distribución asigna menor (mayor) probabilidad a los datos extremos de la distribución que la función logística. Bajo estas especificaciones los resultados se mantienen.

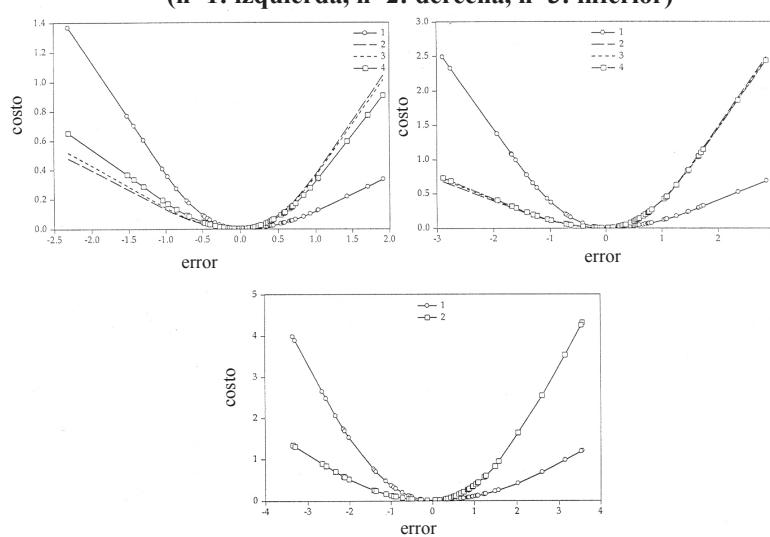
Capistrán y Timmermann (2009) enfrentan un problema similar cuando intentan explicar el cambio dramático de signo en el sesgo de los pronósticos de inflación de Estados Unidos en 1982, usando los pronósticos contenidos en la Encuesta a los Analistas Profesionales. Los autores arguyen que necesitan de un componente de sesgo constante en la formulación del pronóstico óptimo. A partir del resultado de Christoffersen y Diebold (1997), cuando se asume que el analista tiene una función de pérdida “lin-ex”, se sabe que es posible tener un sesgo variable siempre que la varianza condicional de la variable de interés no sea constante en el tiempo. En este contexto, Capistrán y Timmermann (2009) muestran que ambos componentes, uno constante y otro variable, son necesarios para entender la transición de un periodo, donde los analistas subestimaron sistemáticamente la inflación, a otro, posterior a 1982, cuando los analistas sobreestimaron esta variable de manera recurrente.

En nuestro caso la adopción del enfoque de Capistrán y Timmermann (2009) es problemática dado que, como se mostró en la sección 4.2, la inflación guatemalteca no admite componentes de varianza condicional variante en el tiempo. Sin embargo, una de las explicaciones alternativas al cambio de signo en el sesgo de los pronósticos de inflación en Estados Unidos esgrimida por los autores tiene cierto atractivo para los propósitos de esta sección. Capistrán y Timmermann (2009) mencionan que este fenómeno también puede ser explicado por un coeficiente de asimetría variante y que incluso puede cambiar de signo

en el tiempo. En este trabajo, se adopta una estrategia sencilla para verificar si el coeficiente de asimetría de los analistas privados en Guatemala ha sufrido cambios en el tiempo. Para ello, estimamos la función de pérdida por subperiodos.

En la figura 6 se presentan las funciones de pérdida estimadas con muestras rolling por horizonte de predicción. Bajo esta estrategia de estimación, el tamaño de la ventana móvil de estimación es fijo e igual a 5 años. La elección de este tamaño considera el tamaño de los patrones de subestimación y sobreestimación de los pronósticos de inflación, de manera que la muestra esté balanceada en el número de episodios de errores positivos y negativos y, así, las funciones de pérdida puedan ser estimadas. Debido a que el tamaño de la muestra varía según el horizonte de predicción, el diseño de la estimación rolling varía en cada caso. Para el pronóstico de un mes adelante, la primera muestra consiste en información de los primeros 5 años, la segunda muestra empieza un año después, la tercera luego de dos años y finalmente la cuarta después de tres años, siempre en comparación con el primer dato de la muestra completa. Para el pronóstico de dos años adelante, se sigue un procedimiento. Por restricciones de datos, la cuarta muestra empieza 11 meses después del inicio de la tercera muestra. Finalmente, para el pronóstico de tres meses adelante, la primera muestra corresponde a los primeros 5 años de datos, y la segunda (y última) muestra empieza 11 meses después.

**Figura 6. Funciones de pérdida estimadas con muestras rolling
(h=1: izquierda, h=2: derecha, h=3: inferior)**



La estimación de las funciones de pérdida por subperiodos sigue el procedimiento adoptado anteriormente cuando se estimaron estas funciones con la muestra completa. El número de nodos y el valor de estos es el mismo, así como el conjunto de instrumentos considerado.

En la figura 6 las muestras de estimación están identificadas por los números 1, 2, 3 y 4, según el orden sugerido en el párrafo anterior. Así, por ejemplo, la función de pérdida para los pronósticos de un mes adelante etiquetada con 1 corresponde a la función estimada con los primeros 60 datos. Es interesante notar que, en efecto, el grado de asimetría de la función de pérdida parece ser variante en el tiempo. Esta observación es válida para cualquier horizonte de predicción. Lo más interesante es, sin embargo, que la transición del grado de asimetría de las funciones de pérdida es común a los pronósticos de distintos horizontes de predicción. Existe un patrón que es compartido por las tres figuras. Al inicio de la muestra la forma de la función de pérdida es consistente con una aversión (relativa) a sobreestimar la inflación. A medida que pasa el tiempo, el signo de la asimetría cambia, hasta ser consistente con una aversión (relativa) a subestimar la inflación. Adicionalmente, la transición parece no ser gradual. Las funciones de pérdida estimadas con muestras intermedias de los pronósticos de uno y dos meses adelante (líneas 2 y 3 en las respectivas figuras) son casi indiscernibles de las funciones de pérdida estimadas con la muestra final.

Finalmente, la optimalidad de los pronósticos de los analistas privados es probada en cada ventana de estimación usando el estadístico de Hansen (1982). Como la ventana consiste de 5 años, los resultados deben tomarse con cautela. Los *p*-values asociados a la prueba de optimalidad de los pronósticos de un mes adelante son 0.06, 0.06, 0.03 y 0.04, para cada subperiodo de estimación. Estos valores constituyen evidencia clara en contra de la hipótesis nula de optimalidad. Igualmente, la optimalidad de los pronósticos de tres meses adelante no es soportada por las condiciones de ortogonalidad. Los *p*-values calculados para las dos submuestas son 0.08 y 0.04, respectivamente. Los resultados de la prueba de optimalidad correspondientes a los pronósticos de dos meses adelante difieren de los anteriores. Los *p*-values calculados son 0.21, 0.23, 0.13 y 0.10 para las cuatro submuestas, respectivamente. A niveles de significancia

usuales (1%, 5%, 10%) estaríamos tentados a no rechazar la hipótesis nula de optimalidad de pronósticos bajo aproximaciones flexibles de la función de pérdida. Sin embargo, estos resultados deben interpretarse en contexto. Por un lado, los *p*-values, aunque mayores a los niveles de significancia comúnmente utilizados, son todavía pequeños para sugerir evidencia robusta a favor de la optimalidad de estos pronósticos. Por otro lado, es curioso observar que mientras los analistas privados producen pronósticos ineficientes en horizontes de predicción de uno y tres meses, produzcan, a la vez, pronósticos óptimos en un horizonte de dos meses.

En conclusión, incluso permitiendo que el grado de asimetría de las funciones de pérdida de los analistas privados varíe en el tiempo, la evidencia está más probablemente inclinada a rechazar la optimalidad de sus pronósticos bajo aproximaciones flexibles de su función de pérdida.

6. Conclusiones y recomendaciones

Luego de haber evaluado los pronósticos de horizontes de uno, dos y tres meses adelante de los analistas privados consultados en la encuesta de expectativas económicas del Banco de Guatemala, estamos en capacidad de responder la pregunta que motiva el presente estudio. Según la evidencia mostrada en este trabajo los pronósticos de los analistas privados no son óptimos y, por lo tanto, son susceptibles de mejora. Este resultado es robusto a la función de pérdida asumida o aproximada.

Se argumentó que las propiedades típicas descritas en la literatura para caracterizar a pronósticos óptimos solo aplican bajo supuestos restrictivos en la función de pérdida de los analistas. En particular, cuando se asume que ellos buscan minimizar una función de pérdida cuadrática y simétrica. Teóricamente, existen motivaciones que llegan a ser inconsistentes con estos supuestos. En el caso de los analistas privados en Guatemala, estas motivaciones parecen jugar un rol. Concretamente, los resultados de este documento son consistentes con un grado de aversión a sobreestimar o subestimar la inflación que es variante en el tiempo. Presumiblemente, este comportamiento asimétrico depende de la evolución de la inflación. La figura 1 sugiere que en tiempos de repunte inflacionario los analistas privados tienden a subestimar la inflación

realizada, mientras que durante episodios de desinflación, ocurre lo contrario. Este sesgo puede ser una respuesta racional de los analistas a su aversión intrínseca de sobreestimar una tendencia alcista en la inflación o de subestimar una tendencia desinflacionaria. Aunque esta conjetura no fue probada porque no era uno de los objetivos de este trabajo, es un tema interesante para investigar en el futuro.

A la luz de estos resultados, a continuación se enumera una lista de recomendaciones cuyo objetivo es adoptar procedimientos metodológicos que ayuden a que la encuesta de expectativas económicas recoja pronósticos que puedan ser considerados eficientes.

Primero, se propone publicar los pronósticos de cada uno de los analistas privados consultados, de manera que los pronósticos sean juzgados de manera individual. Los pronósticos individuales no tienen que ser publicados con nombre y apellido necesariamente, sino con un código único que identifique a cada analista. Por ejemplo, este es el procedimiento seguido por la Encuesta a los Analistas Profesionales en Estados Unidos. Esta encuesta, además, deja a opción del analista permitir que su nombre sea publicado junto con sus pronósticos. La publicación de pronósticos individuales puede resultar bastante útil para juzgar la confiabilidad de los pronósticos y detectar comportamientos tipo efecto manada en la construcción de los pronósticos de inflación.

Después de todo, los analistas consultados no viven en islas y podrían compartir sus pronósticos entre ellos. Adicionalmente, con la publicación de pronósticos individuales la forma como estos son analizados en conjunto se deja a discreción de la persona que quiere utilizar, evaluar o juzgar estos pronósticos. Actualmente, se publica el promedio de estos pronósticos. Ciertamente, esta medida central sería inapropiada si la distribución de los pronósticos a través de analistas es asimétrica²⁷

Segundo, y en línea con el último comentario, se recomienda aumentar el número de analistas consultados.

No se cuenta con información actualizada respecto del número de analistas consultados. Pero ciertamente, 9 analistas, que es el número de personas que al principio eran consultados en la encuesta, parece un número muy pequeño para lograr pronósticos de inflación confiables. Debe revisarse la evidencia internacional al respecto. Revisar el caso de los bancos centrales que también siguen el régimen de metas de inflación es un buen punto de partida.

Apéndice

A.1 Uso de polinomios de Lagrange en la serie de pronósticos de tres meses

La serie de pronósticos de inflación de tres meses adelante presenta datos faltantes en las fechas que se indican en la primera columna del cuadro A-1. Para utilizar esta serie en el análisis de optimalidad se interpolan los datos correspondientes a estas fechas vía polinomios de Lagrange. El procedimiento de interpolación necesita la especificación de una cantidad fija de nodos. Suponga que se tiene el conjunto de nodos $\{x_0, \dots, x_n\}$ asociados a los valores $\{f(x_0), \dots, f(x_n)\}$ donde f es una función desconocida, y se quiere tener un valor aproximado de la función evaluada en un punto de interés x tal que $x_0 < x < x_n$. Este valor puede ser calculado usando la siguiente fórmula de interpolación de Lagrange:

$$P(x) = \sum_{k=0}^n f(x_k) \prod_{i \neq k}^{n-1} \frac{(x - x_i)}{(x_i - x_k)}$$

Los nodos elegidos para interpolar los datos faltantes son presentados en la segunda columna del cuadro A-1. Para tomar en cuenta la dinámica particular de la inflación guatemalteca la información que se usa en la interpolación varía respecto del dato o datos que se quiere interpolar. La serie resultante es presentada en la figura 2 del documento (panel inferior).

²⁷ La evidencia es mixta. Por ejemplo, los bancos centrales de Chile y Perú publican la mediana de las proyecciones de los analistas encuestados, mientras que el Banco de México publica el valor promedio.

Cuadro A1. Interpolación de Lagrange en los pronósticos de tres meses adelante

Datos no reportados	Datos usados en la interpolación
Ene-2006	Feb-2005 - Dic-2006
Ene-2007	Feb-2006 - Dic-2007
Ene-2008 - Feb-2008	Feb-2007 - Dic-2008
Ene-2009 - Feb-2009	Oct-2008 - Oct-2009

A.2 Construcción de la función de pérdida basada en splines cuadráticos

La construcción de la función de pérdida de los analistas privados se basa en splines cuadráticos. A su vez, los coeficientes de estos polinomios son calculados teniendo en cuenta mínimas restricciones que una función de pérdida debe cumplir. En particular, se asume que el costo asociado a una predicción perfecta es cero, i.e., $L(0) = 0$. Segundo, se asume que la función de pérdida es creciente en el valor absoluto del error de pronóstico. Polinomios de hasta un orden dos garantizan esta propiedad.

Considere el caso simple en el que $K = 3$. La figura 4 es útil para comprender el procedimiento que a continuación se

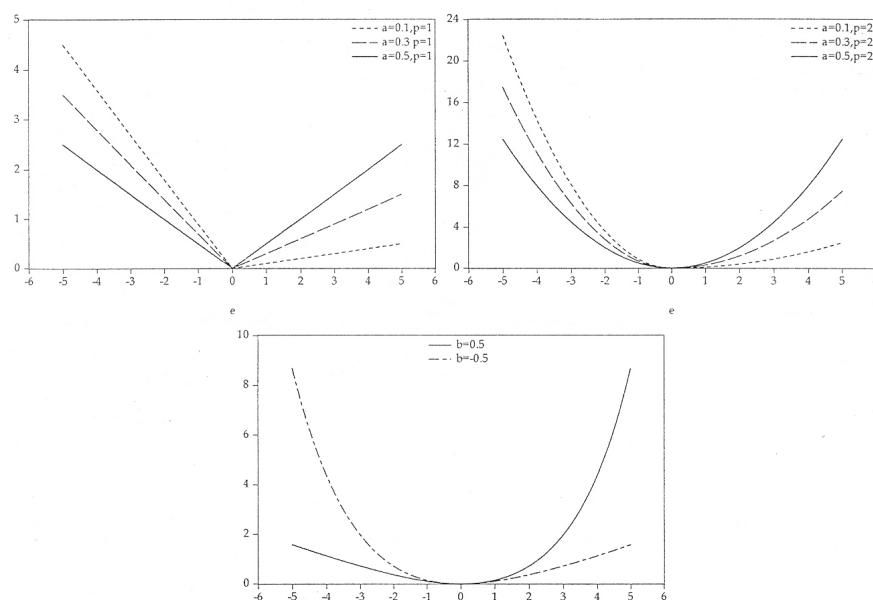
explica. La primera propiedad sugiere que los polinomios P_2 y P_3 y sus primeras derivadas evaluadas en el nodo η_2 sean iguales cero. Esta restricción implica que $a_2 = 0$, $a_3 = 0$, $b_2 = 0$ y $b_3 = 0$. Por otro lado, para garantizar que la función de pérdida sea diferenciable en cada uno de los nodos se impone que en los nodos η_1 y η_3 la primera derivada de los polinomios P_1 y P_2 , y P_3 y P_4 , respectivamente, coincidan. Estas restricciones implican que, para el nodo η_1 , $b_1 = 2\eta_1(c_2 - c_1)$ y para el nodo η_3 , $b_4 = 2\eta_3(c_3 - c_4)$. Finalmente, para garantizar que la función de pérdida sea continua se establece que en los nodos η_1 y η_3 los polinomios P_1 y P_2 , y P_3 y P_4 , respectivamente, coincidan. Este par de restricciones implican que $a_1 = \eta_1^2(c_2 - c_1) - b_1\eta_1$ y $a_4 = \eta_3^2(c_3 - c_4) - b_4\eta_3$. Estas últimas cuatro ecuaciones se combinan para obtener:

$$a_1 = \eta_1^2(c_1 - c_2)$$

$$a_4 = \eta_3^2(c_4 - c_3)$$

Como se indicó anteriormente, la relación entre los coeficientes de los polinomios y los parámetros de la aproximación (7) se reduce a $c_i = 0.5\gamma_i$, lo que significa que una vez estimados los parámetros de (7) es posible calcular los coeficientes a_1 y a_4 . De esta manera, la función de pérdida queda completamente caracterizada.

**Figura A1. Funciones de pérdida típicas usadas en la literatura:
Familia de funciones de Elliott et al. (2005) (superior)
y función de pérdida “linex” (inferior)**



1. Referencias

1. Andrews, Donald (1991). "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation", *Econometrica*, Vol. 59, No. 3, pp. 817-858.
2. Andrews, D. y J. C. Monahan (1992). "An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator", *Econometrica*, Vol. 60, No. 4, pp. 953-966.
3. Bai, J. y P. Perron (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, Vol. 66, No. 1, pp. 47-78.
4. Bai, J. y P. Perron (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, No. 1, pp. 1-22.
5. Banco de Guatemala (2004). Resolución de la Junta Monetaria JM-160-2004.
6. Banco de Guatemala (2005). Resolución de la Junta Monetaria JM-185-2005.
7. Banco de Guatemala (2007). Resolución de la Junta Monetaria JM-211-2007.
8. Banco de Guatemala (2008a). Conferencia de Prensa de la licenciada María Antonieta de Bonilla, Presidenta de la Junta Monetaria y del Banco de Guatemala. Fecha: 24 de diciembre de 2008.
9. Banco de Guatemala (2008b). Resolución de la Junta Monetaria JM-161-2008.
10. Banco de Guatemala (2009). Resolución de la Junta Monetaria JM-145-2009.
11. Banco de Guatemala (2010). Resolución de la Junta Monetaria JM-161-2010.
12. Banco de Guatemala (2011). Resolución de la Junta Monetaria JM-171-2011.
13. Box, G. y G. Jenkins (1976). "Time series analysis: forecasting and control", San Francisco, Holden Day.
14. Brown, B. y S. Maital (1981). "What do Economists Know? An Empirical Study of Experts' Expectations", *Econometrica*, Vol. 49, No. 2, pp. 491-504.
15. Capistrán, Carlos (2008). "Bias in Federal Reserve inflation forecasts: is the Federal Reserve irrational or just cautious?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55, pp. 1415-1427.
16. Capistrán, C. y A. Timmermann (2009). "Disagreement and Biases in Inflation Expectations", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 41, No. 2-3.
17. Cochrane, John (1991). "Pitfalls and Opportunities: what Macroeconomists Should Know about Unit Roots: Comment", NBER Macroeconomics Annual, Vol. 6, pp. 201-210.
18. Christoffersen, P. y F. Diebold (1997). "Optimal prediction under asymmetric loss", *Econometric Theory*, 13, pp. 808-817.
19. Diebold, F. y J. Lopez (1996). "Forecast Evaluation and Combination." En G. S. Maddala y C. R. Rao, eds., *Handbook of Statistics*, Vol. 14.
20. Elliott, G., I. Komunjer y A. Timmermann (2005). "Estimation and Testing of Forecast Rationality under Flexible Loss", *Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 4, pp. 1107-1125.
21. Elliot, G. y A. Timmermann (2008). "Economic Forecasting", *Journal of Economic Literature*, Vol. 46, No. 1, pp. 3-56.
22. Elliott, G., I. Komunjer y A. Timmermann (2008). "Biases in Macroeconomic Forecasts: Irrationality or Asymmetric Loss", *Journal of the European Economic Association*, Vol. 6, No. 1, pp. 122-157.

23. Engle, Robert (1982). "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation", *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, pp. 987-1007.
24. Granger, C. W. J. y M. Machina (2006). "Forecasting and Decision Theory", En Graham, Elliott, Clive W. J. Granger y A. Timmermann, eds., *Handbook of Economic Forecasting*, Vol. 1, Chapter 2.
25. Granger, Clive W. J (1969). "Prediction with a Generalized Cost of Error Function", *The OR Society*, Vol. 20, No. 2, pp. 199-207.
26. Hamilton, James (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, pp. 357-384.
27. Hansen, Bruce (1996). "Inference when a Nuisance Parameter is Not Identified under the Null Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 64, No. 2, 413-430.
28. Hansen, Bruce (1997). "Inference in TAR Models", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 2, No. 1.
29. Hansen, Lars Peter (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, pp. 1029-1054.
30. Ljung, G. M y G. E. Box (1978). "On a measure of a lack of fit in time series models", *Biometrika*, Vol. 65, No. 2, pp. 297-303.
31. Mincer, J. y V. Zarnowitz (1969). "The Evaluation of Economic Forecasts", En J. A. Mincer, ed., *Economic Forecasts and Expectations: Analysis of Forecasting Behavior and Performance*. NBER.
32. Miranda, M. y P. Fackler (2002). *Applied Computational Economics and Finance*. The MIT Press.
33. Muth (1961). "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, Vol. 29, No. pp. 315-335.
34. Patton, A. y A. Timmermann (2007a). "Testing Forecast Optimality Under Unknown Loss", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 102, No. 480, pp. 1172-1184.
35. Patton, A. y A. Timmermann (2007b). "Properties of optimal forecasts under asymmetric loss and nonlinearity", *Journal of Econometrics*, Vol. 140, pp. 884-918.
36. Silverman, B. W. (1986). "Density Estimation for Statistics and Data Analysis", London: Chapman & Hall.
37. Timmermann, Allan (2006). "An Evaluation of the World Economic Outlook Forecasts", IMF Working Paper WP/06/59. International Monetary Fund.
38. Zellner, Arnold (1986). "Biased predictors, rationality and the evaluation of forecasts", *Economics Letters* 21, pp. 45-48.

Un modelo macroeconómico para Guatemala estimado por métodos bayesianos

Carlos Eduardo Castillo Maldonado

Resumen

Este documento presenta una estrategia para modelar una economía pequeña y abierta, cuya autoridad monetaria ha establecido dos objetivos simultáneos: una meta de inflación y un máximo permisible de fluctuación cambiaria. Para tal efecto, se construye un modelo DSGE que contempla el efecto liquidez de la tasa de interés en los agregados monetarios, el efecto de las fluctuaciones del crédito bancario en la actividad económica, los efectos de la política fiscal en el mecanismo de transmisión de la política monetaria y el efecto de variaciones en las reservas monetarias internacionales en la actividad económica y en la inflación. Debido a que el banco central establece dos objetivos simultáneos de política, el modelo DSGE contiene dos funciones de reacción por parte del banco central: i) una típica Regla de Taylor, donde la tasa de interés de política monetaria reacciona ante desvíos de la inflación respecto de su meta de largo plazo y respecto de la brecha del producto; y ii) una Regla de Intervención Cambiaria, donde el monto acumulado de Reservas Monetarias Internacionales se altera en función de fluctuaciones del tipo de cambio nominal que exceden de un valor predeterminado. Los parámetros de las ecuaciones que conforman el modelo DSGE se estiman por medio de métodos bayesianos, que utilizan como fuente series estadísticas de la economía guatemalteca para el período 2002-2011.

I. Introducción

Durante las últimas tres décadas se ha observado una marcada reducción en la tasa de inflación, tanto en países industrializados como en economías emergentes. De manera paralela se ha observado una tendencia al alza en el número de bancos centrales que públicamente se comprometen a mantener la inflación alrededor de cierto nivel o meta (Nessén y Vesting, 2005; Freedman y Laxton, 2009). En efecto, un creciente número de bancos centrales a nivel mundial han adoptado un esquema de metas explícitas de inflación como marco de política monetaria debido a: i) la amplia aceptación por parte de académicos y tomadores de decisiones respecto al elevado costo económico y social de la inflación; ii) la inexistencia de una compensación entre inflación y desempleo (Bernanke et al., 1999; y Mishkin, 2007); y iii) las ventajas que éste proporciona respecto de otros esquemas de política monetaria (Batini, Kuttner y Laxton, 2005; y Truman, 2003).¹ Congruente con lo requerido por este esquema de política monetaria, las autoridades de los bancos centrales a nivel global también fueron adoptando regímenes cambiarios más flexibles (Fischer, 2001; y Masson, Savastano y Sharma, 1997). No obstante, el grado de flexibilidad cambiaria que se observa entre bancos centrales, particularmente en economías emergentes, no es pleno. En efecto, una gran proporción de estas economías manejan su política

¹ Particularmente, este esquema monetario permite anclar, de manera más efectiva y duradera, las expectativas de inflación de los agentes económicos; contribuye a reducir la volatilidad de la inflación y de la actividad económica; y proporciona mayor flexibilidad a los tomadores de decisiones respecto de las decisiones de política monetaria.

monetaria por medio de una combinación entre cambios en su tasa de interés de referencia e intervenciones en el mercado cambiario, donde estas últimas son producto del “miedo a flotar” (De Gregorio y Tokman, 2004; Calvo y Reinhart, 2000; y Edwards, 2002).²

La política monetaria del Banco de Guatemala enfrenta este tipo de disyuntiva. Por un lado, el banco central estableció un esquema de metas explícitas de inflación en 2005, el cual se basa en el manejo de la tasa de interés de referencia (la tasa de interés *overnight* para Certificados de Depósito del Banco de Guatemala) con el objeto que la inflación observada converja, en el mediano plazo, a la meta de inflación predeterminada por las autoridades de la institución (la Junta Monetaria). Sin embargo, el temor a permitir una plena flotación del quetzal se ha evidenciado por medio de continuas intervenciones cambiarias parcialmente esterilizadas en el mercado de dinero, las cuales, se basan en una “*regla de intervención cambiaria*” que se activa cuando la volatilidad del tipo de cambio nominal excede de un valor predeterminado.³ El efecto macroeconómico de las intervenciones cambiarias del banco central ha sido poco explorado en modelos macroeconómicos basados en reglas de tasas de interés. Sin embargo, una detallada especificación de dichos efectos podría ayudar a los tomadores de decisiones a evitar los posibles conflictos que podrían producirse al establecerse dos objetivos simultáneos de política monetaria. Por lo tanto, derivado de la importancia de considerar el

² En efecto, las autoridades de los bancos centrales tienen temor a permitir una flotación plena de sus respectivas monedas, debido principalmente, al impacto inflacionario de las fluctuaciones cambiarias y al desequilibrio contable (efecto hoja de balance) entre activos en moneda local y pasivos en moneda extranjera de las empresas y de las instituciones financieras, que podría producirse al experimentar amplias fluctuaciones cambiarias.

³ El valor límite es en efecto un rango permisible de fluctuación, el cual se construye por medio del valor promedio de los tipos de cambio observados durante los últimos cinco días más/ menos 0.6% de dicho valor. Por consiguiente, si el tipo de cambio nominal de mercado del quetzal respecto del dólar estadounidense, durante un día en particular, excede los límites del rango indicado, se activa automáticamente la intervención del banco central en el mercado de divisas. Dicha intervención es hacia la compra (venta) de divisas en función si el tipo de cambio observado se encuentra por debajo (arriba) de dicho límite. La intervención cambiaria se lleva a cabo por medio de subastas públicas al mejor postor del mercado de divisas, al cual pertenecen los bancos del sistema y casas de bolsa; cada subasta conlleva un cupo máximo de US\$8 millones y existe un número máximo de tres subastas diarias (es decir, un monto máximo de US\$24 millones diarios por concepto de intervención cambiaria, si se efectúan las 3 subastas).

efecto de dichas intervenciones en el mecanismo de transmisión de la política monetaria, en este estudio se presenta una estrategia para modelar las acciones de política de un banco central que ha establecido “objetivos gemelos” (*twin targets*) que pretenden que la inflación y la volatilidad cambiaria se sitúen alrededor de metas predeterminadas. Para tal efecto se construye un modelo de equilibrio general dinámico que utiliza elementos del Nuevo Enfoque Keynesiano, similar a los desarrollados por Gali (2008), Berg, Karam y Laxton (2006a y 2006b) y Benés, Hurnik, and Vavra (2008), el cual es modificado para incluir el efecto liquidez de la tasa de interés en los agregados monetarios, el efecto del crédito bancario en la actividad económica, los efectos de la política fiscal en el mecanismo de transmisión de la política monetaria y el efecto de las intervenciones cambiarias del banco central en el mecanismo de transmisión monetario, por medio de cambios en las reservas monetarias internacionales. En base a la condición Timbergen-Aoki, la cual requiere de por lo menos un número equivalente de instrumentos para cada objetivo de política económica (Timbergen, 1963 y Aoki, 1975)⁴, el modelo DSGE que se construye en este estudio y que sirve de base para el análisis de la economía guatemalteca, contiene dos funciones de reacción del banco central: 1) para el objetivo de inflación: una Regla de Taylor, en donde la tasa de interés de política monetaria reacciona ante desvíos de la inflación proyectada respecto de la meta de inflación del banco central, así como a la brecha del producto; y 2) para moderar la volatilidad cambiaria: una Regla de Intervención Cambiaria, en donde el banco central reacciona, comprando o vendiendo una fracción de sus reservas monetarias internacionales, ante fluctuaciones del tipo de cambio nominal que exceden una meta predeterminada. Esta última función de reacción proporciona un método innovador para modelar formalmente lo que el Banco de Guatemala ha venido haciendo en la práctica durante los últimos años.

El modelo macroeconómico que se construye para modelar la economía guatemalteca consiste en un modelo dinámico de equilibrio general (DSGE), el cual se conforma por un conjunto de ecuaciones en forma reducida (no microfundada), cuyos parámetros se estiman para el período 2002-2011, por medio de métodos bayesianos, de manera similar a DeJong, Ingram y Whiteman (2000),

⁴ En el Apéndice 2 se efectúa la prueba de la condición Tinbergen-Aoki para sistemas dinámicos.

Smets and Wouters (2003a, 2003b y 2003c) y Adolfson, Linde and Villani (2005). Este tipo de modelos permite establecer distribuciones probabilísticas y valores a priori para los parámetros de las ecuaciones del modelo DSGE; estos valores a priori se basan en estimaciones efectuadas en el pasado para la economía guatemalteca, por medio de diversas metodologías econométricas (Morán y Valle, 2002; Valle, 2003; y Castillo y Galindo, 2011). De esta manera, la estimación que se obtiene de las distribuciones posteriores tiende a replicar los hechos estilizados de la economía guatemalteca. En este sentido, consideramos que el modelo estimado podría ser establecido como un modelo de análisis de política monetaria para el Banco de Guatemala o para cualquier banco central de una economía emergente que oficialmente ha establecido un esquema de metas explícita de inflación, pero que adicionalmente monitorea el tipo de cambio nominal y eventualmente interviene en el mercado cambiario ante fluctuaciones en el mismo que sobrepasan cierto valor. Las siguientes secciones del presente documento se encuentran ordenadas de la forma siguiente: en la Sección II se presenta la estrategia de modelación macroeconómica; en la Sección III se describen las principales ecuaciones del modelo (las ecuaciones de comportamiento); en la Sección IV se presentan los datos, así como la metodología de estimación; en la Sección V se describen los resultados de la estimación bayesiana y se ilustran ciertas simulaciones; y finalmente, en la Sección VI se presentan las conclusiones del estudio.

II. Estrategia de modelación macroeconómica

La estrategia de modelación macroeconómica consiste en la representación gráfica y en la justificación teórico-empírica del modelo matemático que se desarrolla en el siguiente apartado. En este sentido, se asume que las acciones de política monetaria de un banco central se transmiten hacia la actividad económica y hacia los precios, principalmente, por medio de tres canales: i) El Canal de Demanda Agregada; ii) el Canal del Tipo de Cambio; y iii) el Canal de Expectativas.⁵ La transmisión monetaria se activa por medio del empleo, por parte del banco central, de cualquiera de sus dos instrumentos utilizados para alcanzar sus dos objetivos: una meta de inflación y una meta de volatilidad cambiaria. Para alcanzar la meta de inflación, la transmisión monetaria da inicio con cambios en la tasa de interés de política monetaria, mientras que para alcanzar la meta de volatilidad cambiaria, la transmisión

monetaria inicia con cambios en el monto acumulado de reservas monetarias internacionales (ver figura 1). Es importante mencionar que las acciones que lleva a cabo el banco central por medio de ambos instrumentos no deben ser independientes, sino complementarias y coordinadas, con el objeto de cumplir ambos objetivos. En efecto, las intervenciones del banco central en el mercado cambiario que son parcialmente esterilizadas, tienen un efecto en los agregados monetarios y, por consiguiente, en la actividad económica y en la inflación.⁶ Aún si dichas intervenciones fuesen totalmente esterilizadas, estas tienen un efecto en las expectativas cambiarias, las cuales afectan el comportamiento del tipo de cambio nominal, así como las decisiones presentes de consumo e inversión por parte de los agentes económicos. Por consiguiente, las intervenciones del banco central en el mercado cambiario afectan la inflación esperada, particularmente, cuando las expectativas de inflación no se encuentran sólidamente ancladas. En este sentido, la autoridad monetaria debe de coordinar sus compras y ventas de moneda extranjera, de conformidad con la trayectoria esperada de la tasa de interés de política monetaria, con el objeto de evitar el envío de señales opuestas a los agentes económicos por medio de ambos instrumentos de política monetaria. Por ejemplo, un banco central que se encuentre restringiendo su política monetaria por medio de incrementos en su tasa de interés de referencia, debe evitar llevar a cabo, simultáneamente, compras de moneda extranjera en el mercado cambiario, particularmente cuando las mismas son parcialmente esterilizadas, debido a que ello tendría un efecto al alza en los agregados monetarios, lo cual podría neutralizar la postura restrictiva que ha empleado

⁵ La figura 1 ilustra en color negro todas las variables que pertenecen al canal de transmisión de demanda agregada o de tasa de interés (Emisión Monetaria, Tasa de Interés Nominal y Real de Mercado, Crédito Bancario al Sector Privado, Consumo e Inversión netos de Importaciones, Ingresos Tributarios, Deuda Pública Externa e Interna, Gasto Público, Exportaciones y Actividad Económica Interna). Adicionalmente, se ilustra con sombra gris tenue las variables que pertenecen al Canal de Tipo de Cambio (la Oferta Monetaria Total, así como el Tipo de Cambio Nominal y Real). Además, se ilustra con sombra gris oscuro las variables que pertenecen al Canal de Expectativas (Expectativas de Inflación y Expectativas Cambiarias). Finalmente, la figura 1 ilustra con rayados verticales las variables que pertenecen al sector externo (Precios Externos, Tasa de Interés Externa y Crecimiento Económico Externo).

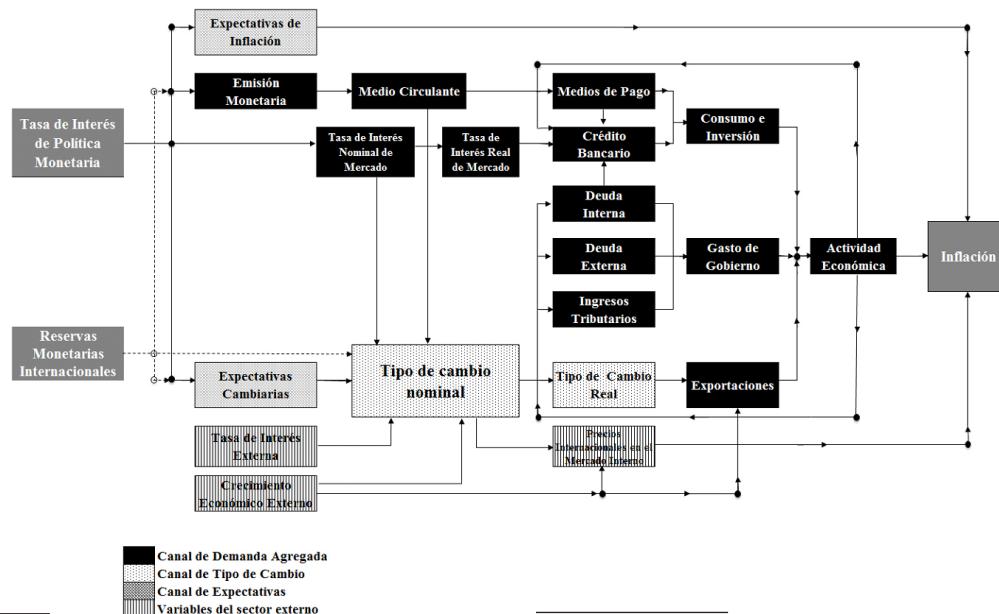
⁶ A lo largo del presente estudio asumiremos que las intervenciones del banco central en el Mercado cambiario son parcialmente esterilizadas en el Mercado de dinero, debido a que este es efectivamente el caso de la economía guatemalteca.

el banco central por medio de alzas en sus tasas de interés de referencia.

La estrategia de modelaje macroeconómico que se presenta en este estudio ilustra un mecanismo de transmisión de la política monetaria para una economía pequeña y abierta que se encuentra sujeta a eventos externos e internos. La actividad económica se desagrega en tres de sus principales componentes: consumo e inversión del sector privado, gasto público y exportaciones (ver figura 1).⁷ El primer componente de la actividad económica, consumo e inversión del sector privado, es función de los medios de pago (M_2) y del crédito bancario al sector privado.⁸ La introducción de los agregados monetarios dentro del mecanismo de transmisión de la política monetaria permite modelar el Efecto Liquidez en la economía guatemalteca, sobre el cual existe abundante evidencia en la literatura económica (Christiano y Eichenbaum, 1992; Roubini y Grilli, 1995; Stronging, 1995; Christiano, Eichenbaum y Evans, 1996; Leeper, Sims y Zha, 1996; Bernanke y Mihov, 1998a y 1998b; y Thornton, 2001),⁹ así como el efecto de las intervenciones cambiarias (parcialmente esterilizadas)

del banco central, en la actividad económica interna.¹⁰ Adicionalmente, el consumo y la inversión privados y, por consiguiente, la demanda agregada y los precios internos, son función de las fluctuaciones en el crédito bancario al sector privado. Evidencia empírica que justifica esta relación ha sido presentada por Bigden y Mizen (1999), Hauser y Bridgen (2002), Thomas (1996, 1997a y 1997b) y Janssen (1996). El segundo componente en que se subdivide la actividad económica interna es el gasto público, el cual consiste del consumo y de la inversión del gobierno. Esta variable se modela como función de sus tres principales fuentes de financiamiento: los ingresos tributarios, la emisión de deuda pública interna (en la forma de Bonos del Tesoro) y la contratación de deuda pública externa (ver figura 1). Es importante mencionar que dichas fuentes de financiamiento son, a su vez, función de la actividad económica interna. En efecto, los ingresos tributarios son considerados procíclicos, particularmente en economías en desarrollo (Talvi y Végh, 2005). Por su parte, el endeudamiento público, tanto interno como externo, es considerado como una variable contracíclica (Barro, 1979; Aghion y Marinescu, 2006).

Figura 1. Mecanismo de Transmisión de la Política Monetaria



⁷ Como se indicó previamente, el consumo y la inversión del sector privado se encuentran en valores netos del total de importaciones, lo cual implica que la demanda de importaciones también se origina del sector privado.

⁸ Los medios de pago son función del medio circulante (M_1) y este a su vez de la emisión monetaria (ver figura 1).

⁹ El Efecto Liquidez se refiere a las fluctuaciones de la cantidad de dinero que se producen como consecuencia de cambios en la tasa de interés. Para efectos del presente estudio, el Efecto Liquidez se medirá por medio de la variación porcentual en la emisión monetaria, el M_1 y el M_2 , el cual se produce como consecuencia de cambios en la tasa de interés de política monetaria.

Por consiguiente, la introducción del gasto público en el modelo permite medir los efectos de la política fiscal en las decisiones de política monetaria del banco central. El tercer componente de la actividad económica son las exportaciones totales, las cuales se modelan en función de la demanda externa, particularmente de las fluctuaciones en la actividad económica de los Estados Unidos de América (principal socio comercial de Guatemala), así como de las variaciones en el tipo de cambio real (ver figura 1). Cabe indicar que la actividad económica estadounidense es una variable exógena al modelo, mientras que el tipo de cambio real es función del tipo de cambio nominal, así como de la relación entre los precios internos y los precios externos. Una estrategia similar para modelar las exportaciones en función de la demanda agregada externa fue empleada por Osang and Marvao (1997), mientras que la estrecha relación entre las exportaciones y el tipo de cambio real es justificada empíricamente por Dell'Ariccia (1998), Caballero y Corbo (1989), y Smith (2004). Para una economía pequeña y abierta el canal del tipo de cambio juega un rol importante dentro del mecanismo de transmisión de la política monetaria. En este estudio se presenta una estrategia para modelar el tipo de cambio nominal, diferenciando entre sus componentes tendencial y cíclico, los que a su vez, son función de sus fundamentos. En este sentido, el componente tendencial del tipo de cambio se modela por medio de la paridad descubierta de tasas de interés (*Uncovered Interest Rate Parity Condition, UIP*); es importante mencionar que a pesar de que muchos estudios han fallado en proporcionar evidencia empírica que justifique la condición UIP como

un método efectivo para explicar fluctuaciones del tipo de cambio en el corto plazo, existe evidencia empírica que sustenta que esta condición es efectiva para explicar fluctuaciones cambiarias de largo plazo (Juselius, 2000; MacDonald y Nagayasu, 2000; Alexius, 2001; Chinn y Meredith, 2005; y Engel, 2011).

Por su parte, el componente cíclico del tipo de cambio nominal es función de sus fundamentos, los cuales fueron tomados de Castillo y Pérez (2011). De conformidad con dichos autores, el componente cíclico del tipo de cambio nominal es función de su propia inercia, del Medio Circulante (M1) y de las fluctuaciones de la actividad económica de los Estados Unidos de América.¹¹ Cabe destacar que, de conformidad con el planteamiento del presente estudio, el banco central estaría estableciendo una meta de fluctuación a las variaciones en el tipo de cambio nominal. Para tal efecto, el instrumento que estaría utilizando la autoridad monetaria para moderar dichas fluctuaciones son las reservas monetarias internacionales. Por consiguiente, intervenciones del banco central en el mercado cambiario, producto de fluctuaciones cambiarias por arriba de lo establecido, tienen un efecto directo en el tipo de cambio nominal debido a que afectan el comportamiento de su componente cíclico, así como las expectativas cambiarias de los agentes económicos. Asimismo, las intervenciones cambiarias (asumiendo que las mismas son parcialmente esterilizadas) tienen un efecto indirecto en la emisión monetaria, en el consumo de los hogares y en la inversión de las empresas. Por consiguiente, las intervenciones cambiarias afectan la actividad económica y los precios internos (ver figura 1). La literatura económica enfatiza la importancia de las expectativas de inflación (tanto adaptativas como racionales) como un factor fundamental dentro del mecanismo de transmisión monetaria (Lucas, 1972; Rogoff, 1985; Barro y Gordon, 1983; Kydland y Prescott, 1977; Ball y Croushore, 1995; Bernanke y Mishkin, 1997; y Woodford, 2007). En este sentido, la efectividad de la transmisión de la política monetaria por medio del

¹⁰ La introducción de la emisión monetaria dentro del esquema de transmisión monetario permite modelar, en caso fuese necesario para efectos de política monetaria, los efectos de las medidas heterodoxas como las Facilidades Cuantitativas, FC (Quantitative Easing, QE), que han sido implementadas por diversos bancos centrales luego de la Gran Recesión de 2007-2009. Estas medidas consisten en la compra de instrumentos de deuda públicos y privados que llevan cierto riesgo, a cambio de efectivo, con la intención de incrementar la liquidez en la economía y propiciar de esta manera un mayor grado de consumo e inversión por parte del sector privado. Las políticas de Facilidades Cuantitativas han sido implementadas como un instrumento adicional de política monetaria con el objeto de relajar, aún más, las posturas de política monetaria en economías cuyo sector financiero fue afectado significativamente por la crisis económica internacional. No obstante, para ilustrar los efectos de una medida de FC en el modelo DSGE que se implementa en el presente estudio, se requiere modelar una economía que se encuentre experimentando una situación de "trampa de liquidez", o una situación muy cercana a la misma, lo cual se encuentra fuera del propósito del presente estudio.

¹¹ La especificación original de Castillo y Pérez (2011) incluye adicionalmente los efectos de las remesas familiares y de los precios internacionales del azúcar (uno de los principales productos guatemaltecos de exportación) en el tipo de cambio del quetzal respecto del dólar norteamericano. Sin embargo, por simplicidad, el modelo DSGE que se desarrolla en el presente documento solo toma en consideración los fundamentos que dichos autores señalan como los más relevantes.

canal de expectativas es función de la credibilidad de los agentes económicos en las acciones del banco central. En efecto, las expectativas de inflación tienden a anclarse rápidamente y a permanecer ancladas en un país en donde las acciones de su respectiva autoridad monetaria gozan de credibilidad. El modelo que se desarrolla en este estudio toma en consideración el efecto de las expectativas de inflación y de las expectativas cambiarias en el mecanismo de transmisión. Cabe indicar que ambas variables son función de los dos instrumentos de política monetaria del banco central.

El mecanismo de transmisión monetario de una economía pequeña y abierta también toma en consideración los efectos generados por fluctuaciones en cuatro variables externas. La primera de ellas es la tasa de crecimiento económico de los Estados Unidos de América. Cabe indicar que se toma como referencia la tasa de crecimiento de este país, por ser el principal socio comercial de Guatemala. En efecto, el ciclo económico norteamericano tiene un efecto significativo en la demanda externa por los productos guatemaltecos de exportación, así como en los flujos de moneda extranjera (dólares estadounidenses) que ingresan al país por concepto de turismo, remesas familiares y capital de inversión: por consiguiente, también tiene un impacto en el tipo de cambio nominal. Asimismo, el crecimiento económico de los Estados Unidos de América afecta los precios internacionales de los bienes importados, principalmente, los precios internacionales del petróleo y sus derivados, y los precios de los productos alimenticios que se adquieren del exterior, lo cual tiene un efecto directo en la inflación interna (ver figura 1). La segunda variable externa es la tasa de interés Libor con madurez constante a un año plazo. De conformidad con la hipótesis de la paridad descubierta de tasas de interés, el diferencial de esta tasa respecto de la tasa de interés interna a un plazo similar de vencimiento tiene también un efecto en los flujos de capital que ingresan al país y, por consiguiente, en el tipo de cambio nominal. La tercera variable externa es la inflación de los principales socios comerciales de Guatemala, la cual se construye por medio de un promedio ponderado de los índices de precios de este grupo de países,¹² en donde el ponderador

es equivalente al porcentaje de comercio bilateral de cada país con Guatemala. La cuarta variable del sector externo son las variaciones en los precios internacionales de los bienes importados. Estas dos últimas variables se combinan para conformar los precios internacionales de los bienes importados en el mercado interno, la cual tiene un efecto directo en la inflación doméstica (ver figura 1).

III. El modelo

En esta sección se presenta el modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE por sus siglas en inglés)¹³ utilizado para modelar una economía pequeña y abierta, cuyo banco central ha establecido dos objetivos simultáneos consistentes en una meta de inflación y un valor máximo de fluctuación para el tipo de cambio nominal. Este modelo se construye en el espíritu del Nuevo Enfoque Keynesiano y es similar al desarrollado por Beneš, Hurník y Vávra (2008) y por Berg, Karam, y Laxton (2006a y 2006b) pero es modificado, para incluir el efecto liquidez de la tasa de interés en los agregados monetarios, las fluctuaciones del crédito bancario al sector privado en la actividad económica y los efectos de la política fiscal en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Adicionalmente, el presente modelo agrega un elemento fundamental en el análisis monetario que proviene del accionar convencional de un banco central de una economía pequeña y abierta. En efecto, se considera que la principal contribución de este modelo consiste en incluir el rol de las reservas monetarias internacionales dentro del mecanismo de transmisión monetario, particularmente su papel de amortiguador de fluctuaciones cambiarias, en períodos de estrés ocasionados, principalmente, por choques exógenos y que propician una volatilidad cambiaria por arriba de lo esperado y, particularmente, por arriba del nivel permitido por el banco central. La estructura del modelo consiste de un sistema de ecuaciones en forma reducida, donde las variables se encuentran definidas ya sea como desvíos respecto de su tendencia de largo plazo (lo que comúnmente se denomina brechas de las variables respecto de su valor tendencial), o como variaciones trimestrales anualizadas del valor logarítmico de la variable (interpretado como variaciones trimestrales anualizadas). La estructura del modelo consiste de 53 ecuaciones, de las cuales: 23 son ecuaciones de comportamiento, 10 representan leyes de

¹² Los principales socios comerciales que se tomaron en consideración para este cálculo fueron: los Estados Unidos de América, la Unión Europea, México, El Salvador, Honduras, Costa Rica y Japón.

¹³ Dynamic Stochastic General Equilibrium Model (DSGE).

movimiento de las variables exógenas, 8 corresponden a definiciones de variables endógenas y 12 ecuaciones representan otras definiciones. Las siguientes secciones describen las principales ecuaciones del modelo, en tanto que la estructura completa del mismo, así como una descripción detallada de las variables, así como de los parámetros y los choques exógenos que conforman el modelo se presentan en el Apéndice, al final del presente documento.¹⁴

A. Demanda agregada

La demanda agregada se modela por medio de la descomposición de la misma en sus principales componentes, con el objeto de adquirir un mejor grado de intuición sobre los efectos de la política monetaria en el sector real. En este sentido, las estadísticas de cuentas nacionales definen el Producto Interno Bruto (Y) por el lado del destino del gasto, como la sumatoria agregada de sus principales componentes: $Y=C+I+G+X-M$, donde C equivale al Consumo Privado; I representa la Inversión Privada Total;¹⁵ G corresponde al Gasto Público, X equivale a las Exportaciones Totales; y M representa a las Importaciones Totales.¹⁶ Con el objeto de concentrar el análisis de los efectos de la política monetaria en los principales componentes de la demanda agregada, la identidad de Y puede ser reagrupada, estableciendo CI como la sumatoria del Consumo Privado (C) y la Inversión Privada Total (I), netos de las Importaciones Totales (M); es decir, $CI = C+I-M$. Cabe indicar que la identidad anterior, asume que el total de importaciones se destinan al consumo o a la inversión del sector privado. Por lo tanto, la identidad del Producto Interno Bruto se puede reescribir de la siguiente forma: $Y=CI+G+X$. Esta expresión representa la descomposición de la demanda agregada total en el modelo que se describe en esta sección. Es importante hacer mención que las relaciones dinámicas que describen a las variables del modelo, se expresan en función de los desvíos logarítmicos de

cada variable respecto de su componente tendencial; es decir, en brechas de cada variable, como se indica en los siguientes apartados.

1. Brecha del producto

La brecha del producto, \hat{y}_t , representa la variación porcentual del PIB respecto de su valor tendencial y se especifica como la sumatoria ponderada de las brechas de sus componentes, más un shock de demanda, ε_t^y . El peso de cada componente equivale a su proporción del producto, según las estadísticas de cuentas nacionales del país.¹⁷

$$\hat{y}_t = A_1 \hat{c}_t + A_2 \hat{x}_t + A_3 \hat{g}_t + \varepsilon_t^y \quad (1)$$

Donde \hat{c}_t , \hat{x}_t y \hat{g}_t representan las brechas del consumo e inversión, exportaciones y gasto del gobierno, respectivamente. A diferencia de las especificaciones tradicionales de esta variable, las tasas de interés, el tipo de cambio real y la actividad económica externa, no tienen un efecto directo en la brecha del producto, sino en sus componentes.

2. Brecha del Consumo y la Inversión Privados netos de Importaciones

Las fluctuaciones en el consumo y la inversión del sector privado son una función de variaciones en los medios de pago y en el crédito bancario al sector privado.¹⁸ Previos estudios, tales como Hauser y Bridgen (2002), Thomas (1996, 1997a, 1997b), y Janssen (1996) han modelado el consumo y la inversión privados en base a los agregados monetarios, debido a su estrecha relación con las decisiones de consumo e inversión de los agentes económicos, lo cual tiene un efecto posterior en la actividad económica y en los precios internos.¹⁹

¹⁴ Para facilidad del lector, las ecuaciones que se presentan en los siguientes apartados tienen la misma numeración de aquellas que se presentan en el Apéndice.

¹⁵ Incluye la Formación Fija de Capital Bruto y los Cambios en Inventarios.

¹⁶ Tanto las exportaciones como las importaciones totales se refieren a bienes y servicios.

¹⁷ Vale la pena recordar nuevamente que el componente modelado representa el Consumo e Inversión del Sector Privado netos de Importaciones. Sin embargo, de aquí en adelante nos referiremos a dicho término únicamente como Consumo e Inversión Privados. Adicionalmente, todas las variables se encuentran representadas en forma de brechas o fluctuaciones respecto de su tendencia de largo plazo.

¹⁸ Un análisis de correlaciones dinámicas entre \hat{c}_t y diferentes versiones de dinero (en términos de brechas), indican que la brecha del consumo e inversión tiene una mayor correlación con versiones más amplias de la oferta monetaria, tal como lo han encontrado los estudios empíricos mencionados.

$$\hat{c}_t = A_4 \hat{c}_{t-1} + (1 - A_4)(A_5 \hat{mp}_t + A_6 \hat{cr}_t) + \varepsilon_t^c \quad (2)$$

Como se describe en la Ecuación (2), la brecha del consumo y la inversión, \hat{c}_t , es función de su propia inercia, así como de fluctuaciones en las brechas de los medios de pago, \hat{mp}_t , y del crédito bancario al sector privado, \hat{cr}_t . La primera variable representa el monto de recursos en efectivo y en depósitos bancarios (monetarios, de ahorro y a plazo) que los agentes económicos tienen disponible para la adquisición de bienes. Por su parte, la segunda variable es un indicador de los recursos disponibles por parte de los individuos y de las empresas para financiar proyectos de consumo o de inversión. La Ecuación (2) establece que la política monetaria de un banco central, la cual se lleva a cabo por medio de la determinación de su tasa de interés de referencia, afecta el consumo y la inversión del sector privado por medio de su efecto indirecto en los agregados monetarios. En efecto, como se indica en la Ecuación (15) del Apéndice A, cambios en la tasa de interés de política monetaria afectan a la Emisión Monetaria (la cantidad de billetes y monedas en circulación). Este efecto se denomina Efecto Liquidez, el cual se encuentra ampliamente documentado en la literatura económica, tal como se indica en Bernanke (1998), Thornton (2001), Christiano y Eichenbaum (1992), Roubini y Grilli (1995), así como Christiano, Eichenbaum y Evans (1994). A su vez, estos cambios en la emisión monetaria se trasladan al medio circulante (M1) y a los medios de pago (M2), como se indica en la figura 1 y en la Ecuaciones (18) y (19) del Apéndice A. Por su parte, la especificación de los fundamentos del crédito bancario al sector privado, Ecuación (20) en el Apéndice A, se basa en Bigden y Mizen (1999), quienes encontraron que la cantidad de crédito obtenido por las firmas era una función estadísticamente significativa de las tasas de interés reales y de la posición de la economía en el ciclo económico.

3. Brecha de las exportaciones totales

La brecha de las exportaciones totales, \hat{x}_t , es el segundo componente de la demanda agregada total para efectos del modelo. Esta variable es función de su propia inercia, de las fluctuaciones rezagadas de las brechas del tipo de cambio real, \hat{z}_{t-1} , y del producto externo, \hat{y}_{t-1}^* , así como de un choque exógeno a esta variable, el cual es representado por ε_t^x .

$$\hat{x}_t = A_7 \hat{x}_{t-1} + (1 - A_7)(A_8 \hat{z}_{t-1} + A_9 \hat{y}_{t-1}^*) + \varepsilon_t^x \quad (3)$$

Las ecuaciones que rigen el dinamismo de las brechas del tipo de cambio real y del producto externo se describen en las Ecuaciones (17) y (33) del Apéndice. En este sentido, la política monetaria afecta a las exportaciones totales de manera indirecta, por medio de su efecto en las tasas de interés de mercado a nivel local, I_t , y en el medio circulante, \hat{mc}_t , los cuales son factores fundamentales del tipo de cambio nominal; por lo tanto, estos efectos se trasladan inmediatamente al tipo de cambio real y, por esa vía, a las exportaciones de la economía guatemalteca (ver figura 1).

4. Brecha del gasto público

Una característica importante del modelo que se desarrolla en el presente estudio es la introducción del rol de la política fiscal en el mecanismo de transmisión monetario por medio del modelaje explícito de los efectos de las fluctuaciones del gasto del gobierno en la actividad económica interna y, por consiguiente, en la inflación. En efecto, la brecha del gasto público, \hat{g}_t , representa el tercer componente principal en que se desagrega la demanda agregada interna (ver Ecuación 1) y se modela como función de sus principales fuentes de financiamiento, como se indica en la siguiente expresión.

$$\hat{g}_t = A_{10} \hat{g}_{t-1} + (1 - A_{10})(A_{11} \hat{dl}_t + A_{12} \hat{de}_t + A_{13} \hat{lt}_t) + \varepsilon_t^g \quad (4)$$

De conformidad con la Ecuación (4), el gasto público es función de su propia inercia y del promedio ponderado de las fuentes de financiamiento del gobierno, variables que también se expresan en términos de los desvíos respecto de su respectivo componente tendencial. En particular, se asume que las variaciones que se registran en el gasto público se encuentran sujetas a los cambios que se producen en los flujos de deuda pública y de ingresos tributarios. En este sentido, la deuda pública puede ser de origen interno, \hat{dl}_t , la cual se refiere a la emisión de Bonos del Tesoro, así como de origen externo, \hat{de}_t , es decir, la contratación de préstamos por parte del gobierno, con organismos internacionales públicos y privados. La brecha de los gastos del gobierno que se indican en la Ecuación (4) también son función de un choque exógeno, definido por ε_t^g . Es importante mencionar que el gasto público guatemalteco se modela como una variable procíclica,

lo cual se fundamenta en la literatura económica sobre el tema (Lane y Tornell, 1999; Gavin y Perotti, 1997; Aizenman, Gavin, y Hausmann, 1996).²¹ No obstante, este comportamiento no es necesariamente procíclico para todas las fuentes de financiamiento del gasto público. En efecto, ambos tipos de deuda pública (interna y externa) se modelan como variables contracíclicas, mientras que los ingresos tributarios se modelan como una variable procíclica. Evidencia empírica al respecto se encuentra en Talvi y Végh (2005), Barro (1979) y Aghion y Marinescu (2006).²² En este sentido, la Ecuación (4) se encuentra condicionada a valores de los parámetros que cumplan con la siguiente condición: $A_{11}+A_{12} < A_{13}$. Cabe indicar que las leyes de movimiento para cada una de las fuentes de financiamiento del gobierno se encuentran descritas en las Ecuaciones (21), (22) y (23) del Apéndice A. Cada una de estas variables es endógena, y se modelan como función de su propia inercia y de fluctuaciones en la actividad económica interna. Por consiguiente, la política monetaria afecta el gasto del gobierno de manera indirecta, por medio de su efecto en la actividad económica en el corto plazo, lo cual tiene consecuencias en las variaciones que se registran en las fuentes de financiamiento del gasto del público.

B. La Curva de Phillips

Para una economía pequeña y abierta, como la economía de Guatemala, la Curva de Phillips establece que variaciones en los precios internos son producto de la sumatoria ponderada de tres factores inflacionarios fundamentales: las expectativas de inflación, π_{t+1}^e , la variación en los precios internacionales netos de los cambios en el tipo de

cambio real de equilibrio, $\Delta fpi_t - \Delta z_{tnd_t}$, y las fluctuaciones rezagadas en la actividad económica interna, \hat{y}_{t-1} .²³

$$\pi_t = B_1 \pi_{t+1}^e + (1-B_1)(\Delta fpi_t - \Delta z_{tnd_t}) + B_2 \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t^\pi \quad (5)$$

El primer componente que afecta la inflación son las expectativas de inflación, π_{t+1}^e , las cuales se modelan como una combinación entre expectativas adaptativas y expectativas racionales, como se indica en las Ecuaciones (12) y (13) del Apéndice. El segundo término que afecta a la inflación interna son los precios internacionales de los bienes importados netos de fluctuaciones en el tipo de cambio real de equilibrio, donde los precios internacionales, Δfpi_t , se modelan según se indica en la Ecuación (11) del Apéndice A.²⁴ Cabe indicar que el coeficiente ($1-B_1$) representa el traspaso (*pass-through*) de los precios internacionales hacia los precios internos, el cual tiende a ser relativamente elevado para economías pequeñas y abiertas debido a que las mismas se encuentran más propensas ser perturbadas por choques exógenos y el nivel de credibilidad de sus autoridades es más reducido, en comparación con las economías industrializadas. Finalmente, la inflación también es función de los efectos rezagados de la brecha del producto, \hat{y}_{t-1} . Esta variable representa los efectos de demanda agregada en los precios internos. Es importante resaltar que la sumatoria de los primeros dos coeficientes de la Curva de Phillips es equivalente a la unidad, lo cual implica que cualquier valor de inflación puede ser una solución a la Ecuación (5), debido a que la brecha del producto es igual a cero en estado estacionario.

C. Especificación del tipo de cambio nominal

Otra característica importante del modelo que se presenta en este estudio es un enfoque particular para modelar las fluctuaciones cambiarias. En efecto, el tipo de cambio nominal se descompone entre sus componentes tendencial, s_{tnd_t} , y cíclico (o brecha), \hat{s}_t , como se indica en la siguiente expresión.

²³ Equation (12) of the Appendix presents an endogenous dynamics for quarterly inflation expectations, which are formed by a combination of rational and adaptive expectations.

²⁴ De conformidad con esta expresión, los precios internacionales que afectan a la inflación interna, son función de su propia inercia, de la inflación de los principales socios comerciales del país, π_i^e , de las variaciones en el tipo de cambio nominal, Δs_t , así como de las fluctuaciones en la actividad económica externa, \hat{y}_t .

²¹ El comportamiento procíclico del gasto de gobierno, principalmente en economías emergentes y en desarrollo, se fundamenta en dos explicaciones principales. La primera de ellas sugiere que las presiones políticas, las cuales tienden a exacerbarse en este tipo de países debido a la segmentación política y a una base impositiva más volátil, pueden propiciar un aumento del gasto público en etapas de expansión económica. La segunda explicación sugiere que la pérdida de acceso a los mercados financieros internacionales, durante las etapas de recesión o crisis económica, conduce a los gobiernos de economías emergentes y en desarrollo a reducir el gasto público y a incrementar los impuestos durante estos períodos del ciclo económico.

²² Los datos de Guatemala para el período 2005-2010 se ajustan a las conclusiones de la evidencia empírica mencionada.

$$s_t = s_{t-nd} + \hat{s}_t \quad (6)$$

La ventaja de modelar el tipo de cambio por medio de la descomposición que se indica en la Ecuación (6) es que cada componente puede modelarse por medio de sus fundamentos, los cuales difieren dependiendo si las fluctuaciones cambiarias son de corto o de largo plazo. Asimismo, esta descomposición permite identificar el componente del tipo de cambio nominal cuyas fluctuaciones se ven afectadas por las intervenciones del banco central en el mercado cambiario.

$$(I_t - I_t^*) = 4(s_t^e - s_{t-nd}) + prem_t + \varepsilon_t^{s-nd} \quad (7)$$

El componente de largo plazo del tipo de cambio nominal se modela por medio de la Paridad Descubierta de Tasas de Interés (*Uncovered Interest Rate Parity, UIP*, por sus siglas en inglés), como se ilustra en la Ecuación (7). En este sentido, la modelación del componente tendencial del tipo de cambio se apegó a los resultados obtenidos por Alexius (2001), Chinn y Meredith (2005) y MacDonald y Nagayasu (2000), quienes han encontrado evidencia a favor de la condición UIP para explicar fluctuaciones de largo plazo del tipo de cambio nominal. De conformidad con la Ecuación (7), el diferencial entre las tasas de interés nominales de mercado interna y externa, ambas a plazos comparables, $I_t - I_t^*$, es función de los desvíos del componente tendencial del tipo de cambio nominal, respecto de su valor esperado de largo plazo, $(s_t^e - s_{t-nd})$, ajustado por la prima por riesgo país, $prem_t$.²⁵ Esta ecuación también contiene un choque exógeno, el cual se representa por ε_t^{s-nd} . Es importante mencionar que el valor esperado del tipo de cambio nominal de largo plazo, s_t^e , se encuentra determinado por el valor esperado del componente tendencial del tipo de cambio nominal en el período siguiente, s_{t+1-nd} , así como por el valor rezagado del mismo, ajustado por cambios en el tipo de cambio real, Δz_{t-nd} , netos del diferencial entre la inflación interna y externa de largo plazo $\pi_t - \pi_{ss}^*$ (ver Ecuación (16) en el Apéndice A).

²⁵ El desvío del tipo de cambio nominal esperado respecto de su tendencia de largo plazo se multiplica por 4 para anualizar su valor y hacerlo comparable con el diferencial entre las tasas nominales de interés de largo plazo del lado izquierdo de la identidad, así como a la prima por riesgo país, la cual se expresa en términos de variaciones interanuales.

$$\hat{s}_t = E_1 \hat{s}_{t-1} + (1-E_1)(E_2 \widehat{mc}_t + E_3 \widehat{\gamma}_t^* + E_4 \widehat{rn}_t) + \varepsilon_t^s \quad (8)$$

La brecha del tipo de cambio nominal, \hat{s}_t , se modela en función de sus principales fundamentos y del efecto de las intervenciones cambiarias del banco central que se derivan por un exceso en la volatilidad cambiaria esperada. La Ecuación (8) se basa, principalmente, en los resultados obtenidos por Castillo y Pérez (2011), quienes concluyen que el tipo de cambio bilateral del quetzal respecto del dólar estadounidense se encuentra en función, entre otros factores, de las fluctuaciones en la actividad económica de los Estados Unidos de América y de la oferta monetaria interna.²⁶ En efecto, esta última variable tiene un efecto relevante sobre las exportaciones guatemaltecas, así como en los flujos de divisas que ingresan al país por concepto de turismo, remesas e inversión extranjera directa, los cuales, a su vez, tienen un efecto sobre la oferta interna de dólares en poder de los bancos del sistema y, por consiguiente, en el tipo de cambio nominal. Las fluctuaciones en la oferta monetaria interna también constituyen un elemento relevante que afecta las fluctuaciones cambiarias, debido a que las mismas determinan la demanda potencial interna por moneda extranjera. La política monetaria del banco central, tanto por medio de cambios en su tasa de interés de referencia, como por medio de intervenciones en el mercado cambiario, afecta los componentes tendencial y cíclico del tipo de cambio nominal. En particular, cambios en la tasa de interés de política monetaria se transfieren hacia las tasas de interés de mercado de largo plazo, las cuales tienden a afectar el componente tendencial del tipo de cambio, por medio de la condición de paridad descubierta de tasas de interés (*UIP condition*), Ecuación (7). Adicionalmente, los cambios en la tasa de interés de referencia afectan la cantidad de dinero en circulación, lo cual afecta el componente cíclico del tipo de cambio nominal, Ecuación (8). Adicionalmente, el banco central, por medio de sus intervenciones en el mercado cambiario,

²⁶ Para efectos de la ecuación anterior, dichos factores se encuentran en términos de brechas respecto de su componente tendencial: $\widehat{\gamma}_t^*$ y \widehat{mc}_t , respectivamente. Es importante mencionar que los autores mencionados también concluyeron que las remesas familiares y los precios internacionales del azúcar eran factores importantes para la determinación del tipo de cambio del quetzal vis-à-vis el dólar norteamericano, aunque con un nivel de significancia menor. Por lo tanto, para simplificar la ecuación de la brecha cambiaria, nos permitimos utilizar únicamente los dos componentes más relevantes para su determinación.

afecta directamente las expectativas cambiarias, Ecuación (16) en el Apéndice A, así como el comportamiento de la brecha del tipo de cambio nominal como se indica en la Ecuación (8).

D. Funciones de reacción del banco central

Un típico modelo basado en el Nuevo Enfoque Keynesiano, construido para una economía con metas explícitas de inflación, incluye una función de reacción del banco central, la cual se especifica usualmente por medio de una versión modificada de la Regla de Taylor. Este tipo de especificación es perfectamente funcional en los casos en que la autoridad monetaria ha establecido únicamente una meta operativa en su marco de política monetaria, siendo esta la meta de inflación. Sin embargo, para un banco central que, conjuntamente con una meta de inflación, establece otra meta de política monetaria, como lo es, para el caso del presente estudio, un nivel de volatilidad máximo para las fluctuaciones cambiarias, es necesario introducir una segunda función de reacción. De conformidad con Timbergen (1963) una condición suficiente para el logro de políticas públicas eficientes requiere que el gobierno de un país establezca, para cada meta u objetivo que decida establecer dentro de su programa económico, un número equivalente de instrumentos; es decir, un instrumento para el logro de cada meta. Aoki (1975) extendió la condición de Timbergen para sistemas dinámicos, demostrando que la condición suficiente para el logro de políticas públicas eficientes requiere que el número de metas u objetivos que el gobierno establezca sea igual o menor al número de instrumentos; es decir, uno o más instrumentos para el logro de cada meta.²⁷ Por lo tanto, el establecimiento de un segundo objetivo requiere que el banco central establezca dos o más instrumentos de política monetaria. Para el caso del presente estudio, se implementan dos instrumentos para el logro de los dos objetivos, siendo ellos, la tasa de interés de política monetaria y las reservas monetarias internacionales. Las funciones de reacción del banco central en que se basan los dos instrumentos mencionados se describen a continuación.

²⁷ En el Apéndice 2 se desarrolla la condición Tinbergen-Aoki, la cual se basa en la prueba establecida por Aoki (1975) en relación al número de instrumentos necesarios para alcanzar un número predeterminado de objetivos.

1. Regla de tasa de interés

La tasa de interés de política monetaria, i_t , es el instrumento monetario empleado por las autoridades del banco central para obtener la meta de inflación predeterminada, $\bar{\pi}$. En este sentido, una regla de tasa de interés, tal como la que se indica en la Ecuación (9), sugiere cambios en la tasa de interés que permitan alcanzar $\bar{\pi}$ en cierto período de tiempo, en este caso en cuatro trimestres (un año). Rigidicess nominales en el sector real producen rezagos en la transmisión monetaria y requieren que un banco central actúe con anticipación, reaccionando a desvíos de la inflación esperada respecto de su meta.

La autoridad monetaria también reacciona a fluctuaciones en la brecha del producto, derivado que las mismas representan una fuente de futuras presiones inflacionarias según lo establecido en la Curva de Phillips, Ecuación (5).

$$i_t = D_1 i_{t-1} + (1-D_1)(i_{t-4} + D_2 (\pi_{t+4} - \bar{\pi}_{t+4}) + D_3 \hat{y}_t) + \varepsilon_t^i \quad (9)$$

La Ecuación (9) representa una Regla de Taylor modificada, la cual establece que la tasa de interés de política monetaria, i_t , es función de su valor pasado, i_{t-1} , y su valor neutral de largo plazo, i_{t-4} , siendo esta última expresión ajustada por los desvíos de la inflación esperada respecto de la meta de inflación de largo plazo, $\bar{\pi}_{t+4} - \bar{\pi}_{t+4}$, y por la brecha del producto, \hat{y}_t . El valor rezagado de la tasa de interés de política representa la preferencia que manifiestan los directivos del banco central respecto de evitar amplias fluctuaciones en las tasas de interés de corto plazo que puedan afectar las expectativas de inflación y de tipo de cambio de los agentes económicos y que puedan posteriormente traducirse en un aumento en la volatilidad de la producción y de los precios internos. Adicionalmente, un choque de política monetaria se encuentra definido por el término ε_t^i . El proceso de transmisión de las tasas de interés de corto plazo hacia las tasas de interés de largo plazo se describe en la Curva de Rendimientos, Ecuación (14) del Apéndice A. De conformidad con dicha expresión, la tasa de interés de mercado de largo plazo, I_t , es función de su propio rezago, I_{t-1} , y del valor promedio de las tasas de interés de corto plazo, ajustadas por una prima por plazo de colocación de recursos, $term_t$. Asimismo, la transmisión hacia las tasas de interés reales de corto y largo plazo se establece por medio de Ecuaciones de Fisher, las cuales se definen en las Ecuaciones (37) y (39) del Apéndice A.

2. Regla de intervención cambiaria

Una de las principales contribuciones del presente estudio es la introducción del rol de las reservas monetarias internacionales en el mecanismo de transmisión monetario. En este sentido, se asume que el banco central interviene directamente en el mercado cambiario efectuando compras o ventas de moneda extranjera (particularmente dólares de los Estados Unidos de América, para el caso de Guatemala), cuyos montos afectan el saldo de las reservas monetarias internacionales. Adicionalmente, se asume que la decisión de intervención en el mercado cambiario se encuentra en función de la volatilidad del tipo de cambio nominal. En este sentido, el banco central interviene comprando o vendiendo dólares provenientes de sus reservas monetarias internacionales cuando la fluctuación esperada en el tipo de cambio nominal excede de una meta de volatilidad permisible establecida de antemano por parte de la autoridad monetaria. Por lo tanto, las reservas monetarias internacionales representan el instrumento de política monetaria empleado por el banco central para moderar las fluctuaciones cambiarias.

$$\Delta rin_t = H_1 \Delta rin_{t-1} + (1-H_1)(\Delta rin_{md_t} + H_2(1-\bar{s})(\Delta s_{t+1})) + \varepsilon_t^{rin} \quad (10)$$

La Ecuación (10) ilustra la regla de intervención cambiaria que se introduce en este estudio, la cual tiene una forma funcional similar a la Regla de Taylor modificada que se presentó en la Ecuación (9). En efecto, cambios en el monto acumulado de reservas monetarias internacionales, Δrin_t , son función de su propio rezago, Δrin_{t-1} , y de la variación tendencial o de largo plazo de las mismas, Δrin_{md_t} , ajustada por fluctuaciones esperadas del tipo de cambio nominal en el siguiente período, s_{t+1} , que exceden de una meta de fluctuación predeterminada, \bar{s} , respecto del tipo de cambio del período actual, s_t . En efecto, bajo el esquema planteado, un banco central tiene la opción de fijar un nivel máximo de fluctuación permisible, \bar{s} , para el tipo de cambio nominal esperado en el siguiente período. Este valor permisible de fluctuación varía entre cero y uno, donde cero implica que la autoridad monetaria tiene una preferencia por un tipo de cambio estable y poco flexible, mientras que un valor de uno implica que el banco central tiene preferencia por una flotación cambiaria libre. En la práctica, también existen factores discretionales que pueden ocasionar las intervenciones del banco central en el mercado cambiario, las cuales, para efectos del presente modelo, se introducen en el choque exógeno, ε_t^{rin} , de la Ecuación (10).

Cabe indicar que aunque la teoría económica bajo un esquema de metas explícitas de inflación subraya la importancia de la flexibilidad cambiaria para la eficiente operatividad del esquema (Mishkin, 2007), en la práctica las autoridades de los bancos centrales tienen temor a permitir una flotación plena de sus respectivas monedas, debido principalmente, al impacto inflacionario de las fluctuaciones cambiarias y al desequilibrio contable (*Efecto hoja de balance*) entre activos en moneda local y pasivos en moneda extranjera de las empresas y de las instituciones financieras, que podría producirse al experimentar amplias fluctuaciones cambiarias (Calvo y Reinhart, 2000; Edwards, 2002). Por consiguiente, dicho miedo a flotar conlleva a los bancos centrales (a unos con mayor intensidad que a otros) a limitar las fluctuaciones de sus respectivas monedas por medio del establecimiento de mecanismos de intervención cambiaria. En este sentido, el valor de \bar{s} es mayor a cero y menor que uno. Como se discutirá en la siguiente sección, en el caso del Banco de Guatemala, dicho valor es muy cercano a cero. Retornando nuevamente a la Ecuación (10), un exceso de volatilidad cambiaria positiva (negativa), que equivale a una sobre depreciación (apreciación) del tipo de cambio nominal esperado por arriba de la volatilidad permisible, origina la venta (compra) de moneda extranjera (dólares de los Estados Unidos de América) por parte del banco central en el mercado de divisas, lo cual reduce (aumenta) el saldo acumulado de reservas monetarias internacionales, pero incrementa (disminuye) la oferta de moneda extranjera en poder de los agentes económicos, lo cual se espera que modere el exceso de volatilidad cambiaria esperada para el siguiente período. En este sentido, la Ecuación (10) proporciona una forma prospectiva de prevenir el exceso de volatilidad cambiaria por parte del banco central, lo que a su vez evita las consecuencias negativas de la misma en las decisiones de consumo e inversión a mediano plazo que los agentes económicos puedan tomar en el presente.²⁸ Como se indicó, cambios en el saldo de reservas monetarias internacionales puede tener un efecto en la emisión monetaria, em (ver Ecuación (15) en el Apéndice) cuando la intervención cambiaria no se esteriliza en el mercado monetario. Por consiguiente, es necesario que el

²⁸ Ver Beckett y Sellon (1999), Bonser-Neil y Tanner (1996), Reinhart (2006) o Castillo (2010) por una detallada explicación de las consecuencias negativas que conllevan los excesos de volatilidad cambiaria en una economía.

banco central esterilice sus participaciones en el mercado cambiario con el objeto de evitar que las mismas tengan algún efecto en la demanda agregada.²⁹ Sin embargo, dado que el modelo que se describe en el presente estudio es aplicado a Guatemala, se asume que el banco central esteriliza solo parcialmente dichas intervenciones. Bajo este escenario, un banco central necesitará coordinar sus intervenciones cambieras con su postura de política monetaria con el propósito de evitar un conflicto entre sus dos medidas de política que puedan poner en riesgo el logro del objetivo de inflación.

IV. Datos y metodología

En esta sección se presenta información relacionada con los datos y la metodología empleados en la estimación bayesiana del modelo que se introduce en el presente estudio, cuyo conjunto completo de ecuaciones se describe en el Apéndice A.

1. Datos

La información que se utiliza para la estimación del modelo en referencia consiste de series trimestrales para el período comprendido entre el segundo trimestre de 2002 y el segundo trimestre de 2011 (2002:Q2 – 2011:Q2). Para el caso de las variables guatemaltecas, el período de información da inicio con las reformas a la legislación financiera que introdujeron los fundamentos legales para el establecimiento del esquema de metas explícitas de inflación, el cual fuera oficialmente anunciado por parte del Banco de Guatemala tres años más tarde. Las reformas efectuadas a la legislación financiera del país permitieron la apertura de depósitos bancarios en monedas extranjeras de cualquier denominación, particularmente en dólares de los Estados Unidos de América; asimismo, se establecieron modificaciones a la Ley Orgánica del Banco Central, en la cual se establece, como principal objetivo de la autoridad monetaria, la estabilidad en el nivel general de precios y se consolidan las bases para una mayor

flexibilidad cambiaria; adicionalmente, se reformó la Ley de Bancos e Instituciones Financieras, modernizando los estándares de regulación bancaria y permitiendo una mayor apertura a las operaciones de la banca internacional en el país. Las reformas mencionadas constituyeron la base legal que permitió al Banco de Guatemala establecer un esquema de Metas Explícitas de Inflación. No obstante, el anuncio de dicho esquema no fue inmediato, sino que se produjo hasta el año 2005, luego de concluir un proceso de transición gradual desde un esquema de metas monetarias que llevaba alrededor de una década de funcionamiento. La fuente de información para las variables guatemaltecas es el Banco de Guatemala. La tasa de interés nominal de corto plazo equivale a la tasa de interés de política monetaria, mientras que la tasa de interés real de largo plazo hace referencia a la tasa de interés activa promedio ponderado del mercado. Por su parte, la inflación interna y la inflación externa se derivan de sus respectivos índices de precios. Cabe indicar que el índice de precios de la inflación externa se construye por medio de la sumatoria ponderada de los índices de precios de los principales socios comerciales de Guatemala, cuyo ponderador equivale al volumen de comercio de Guatemala con cada uno de estos países. El crecimiento económico externo equivale al crecimiento de los Estados Unidos de América, mientras que los precios internacionales de los bienes importados se obtienen de la página de internet de *Bloomberg*. La fuente de información para el resto de variables exógenas se obtuvo de las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional. Cabe indicar que un total de diez variables fueron seleccionadas como variables observables para efectos de estimación, las cuales fueron previamente desestacionalizadas por medio de Census X-12 y posteriormente transformadas a series estacionarias por medio del Filtro de Hodrick-Prescott.³⁰

2. Metodología

La estimación de los parámetros se basa en métodos bayesianos. Esta metodología ha ganado importancia en la estimación de modelos dinámicos estocásticos de equilibrio general (DSGE) luego de las publicaciones

²⁹ De otra forma, montos importantes de moneda extranjera, producto de intervenciones del banco central en el mercado de divisas, afectarían la oferta monetaria total y, por consiguiente, el consumo y la inversión del sector privado, lo cual, posteriormente tendría un efecto en la actividad económica interna y en la inflación.

³⁰ Las siguientes variables fueron escogidas como variables observables: \hat{y} , $\hat{m_p}$, $\hat{C_r}$, $\hat{C_i}$, \hat{x} g \hat{R} z \hat{t} and π (ver el Apéndice para identificar el nombre de cada variable). Cabe indicar que la última variable también se encuentra neta de su componente tendencial, el cual se calculó por medio del Filtro de Hodrick-Prescott.

seminales de Smets y Wouters (2003a, 2003b, y 2003c). Su importancia deriva de diversas ventajas asociadas a la estimación bayesiana. En principio, este tipo de estimación se basa en la función de máxima verosimilitud generada por el modelo DSGE, la cual permite, de una sola vez, la estimación del conjunto completo de parámetros del modelo, en vez del proceso tradicional de calibración de modelos o de estimación econométrica de las ecuaciones de los mismos, los cuales se basan en la estimación individual de cada parámetro. En segundo lugar, es posible establecer una distribución de densidad a priori, o *prior distribution*, para cada parámetro del modelo, la cual permite introducir ciertas características estadísticas esperadas de los mismos, tales como su media y desviación estándar, lo que restringe el valor modal del parámetro que se obtiene de la estimación de la distribución de probabilidad posterior o *posterior distribution*; en este sentido, el valor estimado de cada parámetro se restringe alrededor de un conjunto de valores permisibles de conformidad con la teoría económica o la intuición económica del economista bayesiano. En tercer lugar, dicho proceso de estimación

puede también aplicarse a la estimación de los choques exógenos, lo cual contribuye a reducir posibles problemas de especificación en los modelos estimados. Finalmente, la estimación bayesiana permite la comparación entre modelos en base a sus respectivas distribuciones posteriores estimadas, lo cual es importante para identificar el modelo con la estructura matemática más adecuada para efectos de análisis y pronósticos.³¹ La distribución probabilística posterior para cada parámetro se deriva por medio de la combinación entre la distribución a priori del parámetro y la función de máxima verosimilitud del modelo DSGE, la cual se calcula resolviendo el modelo y luego empleando el Filtro de Kalman.³² Posteriormente se emplea el algoritmo de Metrópolis-Hastings para generar observaciones aleatorias de la distribución posterior con el objeto de obtener valores aproximados de los momentos de dicha distribución que permitan calcular su media armónica y construir las funciones bayesianas de impulso-respuesta.³³ En la discusión sobre los resultados estimados, la cual se presenta en la siguiente sección, nos enfocaremos en los valores modales de las distribuciones posteriores y en los errores Hesianos de estimación.³⁴

³¹ Por una discusión más detallada sobre la estimación bayesiana en modelos macroeconómicos, consultar Smets y Wouters (2003b), An y Schorfheide (2007), Stéphane et al (2011), y Griffoli (2010).

³² Una discusión más específica del Filtro de Kalman se encuentra en Hamilton (1994).

³³ Una introducción al algoritmo de Metrópolis-Hastings se encuentra en Carlin y Louis (1998), pp: 173-184. Adicionalmente, Caputo, Liendo y Medina (2006) proporcionan un ejemplo sencillo que permite entender el funcionamiento de este algoritmo en estudios empíricos.

³⁴ Las estimaciones empíricas se efectúan en Dynare, un paquete de software que fue construido específicamente para resolver modelos del tipo DSGE. Este software puede ser adquirido de manera gratuita en la siguiente dirección de internet: <http://www.dsge.net>.

Parámetro	Especificación de las distribuciones a priori		
	Tipo de Distribución	Media	Desviación Estándar
A_4	Beta	0.50	0.050
A_3	Gamma Inversa	0.38	0.050
A_6	Gamma Inversa	0.50	0.025
A_7	Beta	0.58	0.050
A_8	Gamma Inversa	0.48	0.100
A_9	Gamma Inversa	0.74	0.025
A_{10}	Beta	0.70	0.050
A_{11}	Gamma Inversa	0.10	0.025
A_{12}	Gamma Inversa	0.10	0.050
A_{13}	Gamma Inversa	0.67	0.010
B_1	Beta	0.98	0.025
B_2	Gamma Inversa	0.29	0.100
B_3	Beta	0.98	0.100
B_4	Gamma Inversa	0.50	0.100
B_5	Gamma Inversa	0.50	0.100
B_6	Gamma Inversa	0.50	0.100
B_7	Beta	0.80	0.100
D_1	Beta	0.76	0.100
D_2	Gamma Inversa	0.50	0.200
D_3	Gamma Inversa	0.10	0.050
E_1	Beta	0.75	0.100
E_2	Gamma Inversa	0.64	0.050
E_3	Gamma Inversa	0.55	0.100
E_4	Gamma Inversa	0.25	0.050
E_5	Gamma Inversa	0.55	0.050
E_6	Gamma Inversa	0.60	0.100
F_1	Beta	0.75	0.050
F_2	Beta	0.52	0.100
H_1	Gamma Inversa	0.60	0.050
H_2	Gamma Inversa	2.50	0.100
W_1	Gamma Inversa	0.25	0.100
W_2	Beta	0.75	0.100
W_3	Gamma Inversa	0.74	0.200
W_4	Beta	0.40	0.050
W_5	Gamma Inversa	0.40	0.050
W_6	Beta	0.50	0.025
W_7	Beta	0.25	0.025
W_8	Gamma Inversa	0.20	0.100
W_9	Gamma Inversa	0.50	0.100
W_{10}	Gamma Inversa	0.75	0.100
Y_1	Beta	0.12	0.200
Y_2	Beta	0.12	0.050
Y_3	Beta	0.75	0.025

Tabla 1. Especificación de las distribuciones a priori de los parámetros

Es importante mencionar que los valores de estado estacionario de las variables más relevantes del modelo DSGE no son sujeto de estimación, sino que son predeterminados, de conformidad con sus valores meta (como es el caso de la meta de inflación y la meta de volatilidad cambiaria) o respecto de su valor histórico medio.³⁵ El modelo en su conjunto contiene 55 parámetros, de los cuales se estiman un total de 43, los cuales se listan en la tabla 1, conjuntamente con su respectiva especificación a priori, la cual contempla la distribución probabilística, así como la media y la desviación estándar a priori para cada parámetro. Los supuestos respecto de cada distribución a priori, así como de la media y la desviación estándar para cada parámetro se fundamentan en la literatura económica relacionada con estimación bayesiana de modelos DSGE, así como en estudios empíricos sobre la economía guatemalteca y en la

intuición económica del autor en relación al valor potencial de cada parámetro.³⁶ El valor a priori de la desviación estándar representa la incertidumbre asociada al valor del parámetro a ser estimado. En este sentido, una distribución a priori registrará una mayor dispersión entre más elevada sea la incertidumbre sobre el valor del parámetro que la misma representa, dado que su desviación estándar tenderá a ser elevada, respecto de aquellos parámetros cuyo valor medio se puede estimar con mayor certeza. Como se puede observar en la tabla 1, los parámetros del modelo DSGE se presuponen tener distribuciones Beta o Gamma Inversa. El criterio de selección de las distribuciones a priori se basa en Ilbas (2010) y Smets y Wouters (2003b), quienes asumen que los parámetros de los componentes autorregresivos de cada ecuación de un modelo DSGE se encuentran distribuidos según una distribución Beta, debido a que esta distribución restringe

Parámetro	Especificación de las distribuciones a priori		
	Tipo de Distribución	Valor medio del Error Estándar	Desviación Estándar
ε_t^y	Gamma Inversa	0.50	2
ε_t^c	Gamma Inversa	0.50	2
ε_t^x	Gamma Inversa	2.00	4
ε_t^g	Gamma Inversa	1.50	3
ε_t^π	Gamma Inversa	5.00	5
ε_t^{per}	Gamma Inversa	70.00	20
ε_t^{rc}	Gamma Inversa	5.00	5
$\varepsilon_t^{re_interannual}$	Gamma Inversa	5.00	5
ε_t^l	Gamma Inversa	0.50	2
ε_t^{rin}	Gamma Inversa	5.00	5
ε_t^f	Gamma Inversa	0.50	2
ε_t^s	Gamma Inversa	2.00	4
ε_t^{std}	Gamma Inversa	25.00	10
ε_t^s	Gamma Inversa	1.50	3
ε_t^{em}	Gamma Inversa	2.00	4
ε_t^{se}	Gamma Inversa	1.50	3
ε_t^e	Gamma Inversa	3.50	5
$\hat{\varepsilon}_t^m$	Gamma Inversa	2.00	4
ε_t^{cred}	Gamma Inversa	2.00	4
$\hat{\varepsilon}_t^i$	Gamma Inversa	7.00	5
$\hat{\varepsilon}_t^d$	Gamma Inversa	4.00	3
$\hat{\varepsilon}_t^{de}$	Gamma Inversa	3.50	3
ε_t^{Aynd}	Gamma Inversa	0.50	2
ε_t^{Aznd}	Gamma Inversa	2.00	4

Tabla 2. Especificación de las distribuciones a priori de los choques exógenos

³⁵ Este es un enfoque similar al que fue empleado por Smets y Wouters (2003 b).

³⁶ Los valores medios de las distribuciones a priori se basan en estudios empíricos para la economía guatemalteca, tales como Morán y Valle (2002), Valle (2003), y Castillo y Galindo (2011), los cuales han empleado econometría de series de tiempo y estimaciones por medio del método generalizado de momentos para la obtención de los mismos.

el valor de las observaciones aleatorias generadas por el algoritmo de Metrópolis-Hastings, para el cálculo de los momentos de la distribución posterior, en el dominio (0,1), dentro del cual debe situarse el valor de estos parámetros.

Por su parte, una distribución Gamma Inversa fue seleccionada como la distribución a priori del resto de parámetros del modelo DSGE, de la misma manera como se asume en Rabanal y Rubio-Ramírez (2005) y Caputo, Liendo y Medina (2006). No obstante, se asume un número de grados de libertad por debajo del seleccionado en las referencias anteriores, con el objeto de que las distribuciones Gamma Inversas adopten una figura similar a una curva normal sesgada. La tabla 2 describe las distribuciones a priori del valor medio de los errores estándar de los choques exógenos.³⁷ Para este caso se asume que dichas funciones pueden ser aproximadas por distribuciones Gamma Inversa. La media a priori de las desviaciones estándar de los errores se obtuvo de los datos de Guatemala. A diferencia de la estimación de los parámetros del modelo, los grados de libertad empleados para la estimación de la desviación estándar de los choques exógenos son más elevados, lo cual se deriva de la incertidumbre implícita de los errores. Finalmente, es importante señalar que un conjunto de los parámetros se mantuvo fijo durante el proceso de estimación. Dichos parámetros corresponden a las ecuaciones de las variables exógenas del modelo, particularmente los parámetros A_1-A_3 , T_1-T_6 , A_1^* , B_1^* , y C_1^* , los valores de estado estacionario de ciertas variables endógenas y exógenas, así como los valores de las metas de inflación y de volatilidad cambiaria, las cuales son establecidas por el Banco Central. El primer grupo de parámetros fue calibrado en función de las propiedades históricas de las variables endógenas y exógenas para las cuales fue establecido una condición de equilibrio de largo plazo, tales como la depreciación cambiaria real, la tasa de interés neutral, la prima por plazo, la prima por riesgo país, la tasa de interés interna de mercado, la inflación

de los principales socios comerciales de Guatemala, la tasa de crecimiento de los Estados Unidos de América y la tasa de interés de la economía estadounidense. También se fijaron los valores para la meta de inflación y la meta de volatilidad cambiaria del banco central.³⁸

V. Resultados de la estimación bayesiana

En esta sección se presentan y se discuten los resultados de la estimación bayesiana del modelo DSGE descrito en la sección anterior, así como las funciones impulso-respuesta que resultan de la misma.

1. Estimación bayesiana

En base a los valores y a las distribuciones probabilísticas a priori para los parámetros, los cuales fueron declarados en la tabla 1, se estimaron los valores modales de las distribuciones posteriores por medio del Algoritmo de Sims y se revisó que cada valor modal representaba un óptimo local de cada distribución posterior.³⁹ La estimación de cada parámetro se llevó a cabo por medio de la generación de observaciones de las distribuciones de densidad posteriores por medio del Algoritmo de Metropolis-Hastings, el cual se generó para un total de 100,000 réplicas. La tasa de aceptación de cada observación generada fue de 26 por ciento y la convergencia del sistema fue obtenida sobre la base del criterio de Brooks y Gelman (1998). La tabla 3 describe los resultados obtenidos de la estimación bayesiana, tales como el valor modal de la distribución posterior, el intervalo de confianza del valor modal al noventa por ciento de significancia y los errores estándar basados en el Hesiano de la distribución posterior. Cabe indicar que la distribución a priori y la distribución posterior de cada parámetro, así como su respectivo valor modal, se ilustran en la sección 6 del Apéndice A. Cabe resaltar que los datos empleados proporcionaron información relevante sobre una gran cantidad de parámetros.

³⁷ Los errores estándar estimados corresponden a la desviación estándar de los choques que pertenecen a las ecuaciones de las variables endógenas del modelo DSGE.

³⁸ Los valores de estado estacionario se reportan en el Apéndice A, al final del presente documento.

³⁹ El Algoritmo de Sims es utilizado como la primera opción para el cálculo de los valores modales de las distribuciones probabilísticas posteriores de los parámetros, las cuales se estiman en Dynare.

Parámetro	Especificación de las distribuciones posteriores			
	Tipo de Distribución	Valor Modal	Intervalo de Confianza	Desviación Estándar (Hesiano)
A_4	Beta	0.6454	0.6451 - 0.6456	0.055
A_5	Gamma Inversa	0.1502	0.1431 - 0.1573	0.043
A_6	Gamma Inversa	0.2481	0.2334 - 0.2629	0.028
A_7	Beta	0.5839	0.5831 - 0.5848	0.046
A_8	Gamma Inversa	0.4720	0.4679 - 0.4760	0.126
A_9	Gamma Inversa	0.7426	0.7357 - 0.7494	0.027
A_{10}	Beta	0.7121	0.7014 - 0.7227	0.058
A_{11}	Gamma Inversa	0.0944	0.0894 - 0.0995	0.024
A_{12}	Gamma Inversa	0.0955	0.0908 - 0.1002	0.053
A_{13}	Gamma Inversa	0.6683	0.6652 - 0.6714	0.019
B_1	Beta	0.9718	0.9677 - 0.9758	0.031
B_2	Gamma Inversa	0.2298	0.2251 - 0.2345	0.093
B_3	Beta	0.9853	0.9769 - 0.9880	0.072
B_4	Gamma Inversa	0.7555	0.7514 - 0.7596	0.121
B_5	Gamma Inversa	0.2974	0.2903 - 0.3043	0.261
B_6	Gamma Inversa	0.4929	0.4799 - 0.5074	0.117
B_7	Beta	0.7837	0.7714 - 0.7945	0.076
D_1	Beta	0.7668	0.7639 - 0.7698	0.114
D_2	Gamma Inversa	0.5026	0.5024 - 0.5028	0.205
D_3	Gamma Inversa	0.1057	0.1016 - 0.1097	0.053
E_1	Beta	0.7793	0.7715 - 0.7871	0.069
E_2	Gamma Inversa	0.7305	0.7298 - 0.7311	0.117
E_3	Gamma Inversa	0.6385	0.6304 - 0.6466	0.064
E_4	Gamma Inversa	0.5380	0.5336 - 0.5423	0.132
E_5	Gamma Inversa	0.7865	0.7845 - 0.7886	0.053
E_6	Gamma Inversa	0.5057	0.5015 - 0.5099	0.045
F_1	Beta	0.7435	0.7301 - 0.7569	0.105
F_2	Beta	0.5510	0.5462 - 0.5558	0.051
H_1	Gamma Inversa	0.7588	0.7569 - 0.7607	0.093
H_2	Gamma Inversa	2.7974	2.7917 - 2.8031	0.115
W_1	Gamma Inversa	0.2999	0.2871 - 0.3127	0.267
W_2	Beta	0.7888	0.7835 - 0.7941	0.055
W_3	Gamma Inversa	0.7468	0.7308 - 0.7628	0.053
W_4	Beta	0.3974	0.3865 - 0.4082	0.107
W_5	Gamma Inversa	0.4617	0.4546 - 0.4688	0.054
W_6	Beta	0.4754	0.4708 - 0.4801	0.030
W_7	Beta	0.2555	0.2535 - 0.2575	0.021
W_8	Gamma Inversa	0.2032	0.2057 - 0.2106	0.135
W_9	Gamma Inversa	0.4999	0.4896 - 0.5102	0.112
W_{10}	Gamma Inversa	0.7473	0.7349 - 0.7598	0.218
Y_1	Beta	0.1254	0.1231 - 0.1377	0.059
Y_2	Beta	0.1389	0.1345 - 0.1434	0.027
Y_3	Beta	0.7384	0.7269 - 0.7451	0.042

Tabla 3. Estimación bayesiana de los parámetros del modelo

A pesar de que los valores a priori fueron obtenidos de estudios empíricos efectuados para la economía guatemalteca, los cuales emplearon métodos econométricos tradicionales como Mínimos Cuadrados Ordinarios, Vectores Autorregresivos o el Método Generalizado de Momentos, los resultados que proporciona la estimación bayesiana proporcionan un entendimiento más profundo de las interrelaciones macroeconómicas entre las variables del modelo DSGE. Las principales conclusiones que se derivan de la estimación bayesiana de los parámetros del modelo se indican a continuación. En primer lugar, se determinó un mayor grado de persistencia en los componentes de la demanda agregada (coeficientes A_4 , A_7 y A_{10}). A pesar de que los valores a priori de dichos parámetros ya sugerían una conclusión similar, los parámetros estimados son todavía más elevados para las variables autorregresivas de las Ecuaciones (2)-(4). En este sentido, dichos resultados indican un alto grado de

rigidez en la economía guatemalteca, particularmente en el consumo e inversión del sector privado y en el gasto público. Con respecto al primer componente, la elasticidad estimada del consumo e inversión del sector privado al crédito bancario, A_6 , fue mayor a la esperada, lo cual implica una relación robusta y procíclica entre ambas variables. Este resultado es ampliamente intuitivo, dado que el mercado de capitales no se encuentra ampliamente desarrollado en Guatemala, por lo que la mayor fuente de financiamiento para consumo e inversión de los agentes privados proviene del crédito bancario. Este resultado se complementa con el valor del coeficiente W_9 , que representa la elasticidad del crédito bancario a los medios de pago, lo cual implica una elevada transmisión de la política monetaria a través del canal de crédito. Adicionalmente, la elasticidad estimada de las exportaciones a la actividad económica de los Estados Unidos de América, la cual se mide por el coeficiente A_9 , resultó ser estadísticamente significativa.

Choque	Especificación de las distribuciones posteriores			
	Tipo de Distribución	Tipo de Distribución	Tipo de Distribución	Tipo de Distribución
ε_t^y	Inverse Gamma	0.5122	0.4229 - 0.7312	1.987
ε_t^c	Inverse Gamma	0.5044	0.4863 - 0.524	2.084
ε_t^x	Inverse Gamma	2.0077	1.9153 - 2.0564	4.145
ε_t^g	Inverse Gamma	1.5347	1.4506 - 1.6246	2.958
ε_t^π	Inverse Gamma	4.9531	4.9154 - 4.9797	5.276
ε_t^{pet}	Inverse Gamma	70.0258	69.9874 - 70.0422	19.34
$\varepsilon_t^{\pi^e}$	Inverse Gamma	4.9993	4.9603 - 5.0675	5.129
$\varepsilon_t^{\pi^e}_{interannual}$	Inverse Gamma	5.033	4.9118 - 5.1139	4.973
ε_t^i	Inverse Gamma	0.5014	0.4466 - 0.549	2.126
ε_t^{rin}	Inverse Gamma	4.9947	4.9437 - 5.0496	4.953
ε_t^I	Inverse Gamma	0.4816	0.4015 - 0.5355	1.983
ε_t^s	Inverse Gamma	2.0395	2.0134 - 2.0772	4.052
ε_t^{Snd}	Inverse Gamma	24.9855	24.9327 - 25.0758	10.374
$\varepsilon_t^{\hat{s}}$	Inverse Gamma	1.4802	1.4049 - 1.5327	2.894
ε_t^{em}	Inverse Gamma	2.0059	1.9758 - 2.0445	4.167
ε_t^{se}	Inverse Gamma	1.5216	1.4209 - 1.6014	3.086
ε_t^z	Inverse Gamma	3.5411	3.4777 - 3.5967	4.831
$\varepsilon_t^{\hat{m}}$	Inverse Gamma	2.0069	1.9349 - 2.044	3.992
ε_t^{cred}	Inverse Gamma	1.9939	1.9533 - 2.0392	4.021
$\varepsilon_t^{\hat{r}}$	Inverse Gamma	7.005	6.9402 - 7.0791	5.005
$\varepsilon_t^{\hat{d}}$	Inverse Gamma	4.022	4.0073 - 4.039	3.069
$\varepsilon_t^{\hat{de}}$	Inverse Gamma	3.5229	3.4298 - 3.5807	2.863
$\varepsilon_t^{\Delta y tnd}$	Inverse Gamma	0.4833	0.4314 - 0.5289	1.993
$\varepsilon_t^{\Delta z tnd}$	Inverse Gamma	1.9936	1.9547 - 2.0523	3.974

Tabla 4. Estimación bayesiana de las desviaciones estándar (SD) de los choques exógenos

Este resultado comprueba la importancia de las fluctuaciones económicas de los Estados Unidos de América en la economía guatemalteca. En efecto, el tamaño de su mercado y su proximidad geográfica a Guatemala (y a la región centroamericana en general) ha contribuido a generar relaciones comerciales y financieras estrechas entre ambos países. Por lo tanto, sus respectivos ciclos económicos se encuentran ampliamente correlacionados, lo cual explica el hecho que las exportaciones guatemaltecas sean dependientes del dinamismo económico de su principal socio comercial. Por su parte, la estimación bayesiana de los parámetros del gasto público confirma la naturaleza procíclica del mismo, ya que este se encuentra mayormente relacionado con los ingresos tributarios y en menor medida con las fluctuaciones en la deuda pública de carácter interno o externo ($A_{13} > A_{11} + A_{12}$). Por lo tanto, las fluctuaciones cíclicas internas tienden a tener un mayor efecto en la recaudación tributaria, lo cual compensa el efecto que dichas fluctuaciones podrían generar sobre el endeudamiento público. En este sentido, el gasto público guatemalteco fluctúa en función de su principal fuente de financiamiento. El segundo resultado relevante de la estimación bayesiana del modelo DSGE, que se introduce en este documento, fue el valor del parámetro B_1 , el cual representa la importancia de las expectativas de inflación y de la variación en los precios internacionales de los bienes importados en la formación de precios internos. Este efecto supera a la importancia de las fluctuaciones en la demanda agregada interna en la Curva de Phillips. Lo anterior da cuenta de la importancia de los choques exógenos en una economía pequeña y abierta como lo es la economía guatemalteca. En tercer lugar, como se ilustra en la tabla 3, los resultados obtenidos fueron poco informativos sobre los parámetros de la regla de tasa de interés ($D_1 - D_3$). Este es un resultado razonable, debido a que el esquema de metas explícitas de inflación fue adoptado recientemente en Guatemala. En este sentido, los valores a priori para dichos parámetros, los cuales fueron obtenidos de evidencia empírica proporcionada por otros estudios, particularmente Castillo y Galindo (2011), resultan ser relevantes para la Regla de Taylor del modelo DSGE.

Un cuarto aspecto que cabe resaltar sobre la estimación bayesiana se refiere a los parámetros de las ecuaciones del mercado cambiario. En particular, las fluctuaciones del tipo de cambio nominal alrededor de su tendencia, presentan una elevada inercia, como lo indica el valor de

E_1 . Consideramos que ello obedece a que las fluctuaciones cambiarias son una variable objetivo por parte del Banco de Guatemala (se encuentran restringidas), de conformidad con la Regla de Intervención Cambiaria, Ecuación (10). El resultado anterior se complementa con el obtenido para el parámetro H_2 , el cual representa la reacción del banco central ante elevadas fluctuaciones cambiarias. Los resultados de la estimación de este parámetro fueron poco informativos ya que estos se encuentran alrededor del valor establecido a priori, el que a su vez fue calibrado para representar el monto promedio de intervención que efectúa el Banco de Guatemala en el mercado de divisas, lo cual se ajusta bastante bien al comportamiento de los datos. Adicionalmente, se encontró que la elasticidad del tipo de cambio nominal al medio circulante, E_3 , y a la actividad económica externa, E_4 , son relevantes para explicar su comportamiento. Estos resultados se encuentran en línea con los obtenidos por Castillo and Pérez (2011). Finalmente, el quinto resultado importante de la estimación bayesiana del modelo DSGE se refiere a la fuerte persistencia de las tasas de interés nominales, como se indica por el parámetro F_1 . Consideramos que la importancia otorgada por el Banco de Guatemala a la estabilidad financiera durante el período que se llevó a cabo la estimación podría haber jugado un rol importante en estabilizar el comportamiento de las tasas de interés de largo plazo de mercado.⁴⁰ Un segundo grupo de parámetros estimados se refiere a las desviaciones estándar de los choques exógenos, los cuales se presentan en la tabla 4. En este caso, como se indicó, las distribuciones probabilísticas establecidas a priori fueron relativamente imprecisas para reflejar el bajo nivel de conocimiento de los autores respecto de dichos valores. Por consiguiente, la estimación de los valores modales para cada parámetro fueron ampliamente basadas en los datos. Los resultados obtenidos son valiosos para el análisis de impulso respuesta que se lleva a cabo en la siguiente sección.

2. Análisis bayesiano de impulso-respuesta

En esta sección se presentan las principales características del modelo DSGE estimado, por medio del análisis de funciones de impulso-respuesta obtenidas de la estimación bayesiana de los parámetros del modelo. En particular, se presenta el análisis de un choque a la tasa de

⁴⁰ Los parámetros estimados restantes fueron de la magnitud y signo esperados

interés de política monetaria, el cual ilustra el mecanismo de transmisión monetario que pone a funcionar el banco central con el propósito de cumplir con su primer objetivo de política monetaria (la meta de inflación). Asimismo, se ilustra el efecto de una reducción permanente a la meta de inflación de largo plazo, los cuales son comunes a la literatura económica. Adicionalmente, se presenta un choque a la variación de reservas monetarias internacionales producido por una venta de divisas (dólares estadounidenses) por parte del banco central en el mercado cambiario, el cual lleva a cabo la autoridad monetaria para alcanzar su segunda meta de política monetaria, es decir, procurar una disminución en la volatilidad del tipo de cambio. En este sentido, los dos primeros choques son comunes a la literatura económica, mientras que el tercer choque ilustra el punto principal del presente documento: la adición de un objetivo adicional de política monetaria (regular la volatilidad cambiaria) en una economía pequeña y abierta con un esquema de metas explícitas de inflación.

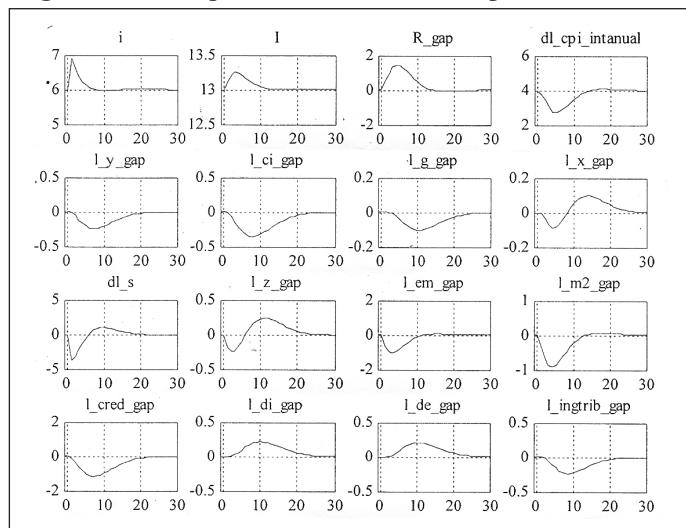
a) Choque a la tasa de interés de política monetaria

Este choque ilustra el efecto de un incremento temporal e inesperado en la tasa de interés de política del Banco de Guatemala, i_t (ver figura 2). Por un lado, este genera un incremento en la tasa de interés de mercado de largo plazo tanto en términos nominales, I_t como en términos reales, R_t lo que propicia una apreciación cambiaria nominal, Δs_t ,

y real, Z_t , reduce las exportaciones totales, x_t , y conlleva a una contracción del crédito bancario al sector privado, $cred_t$. Por lo tanto, se produce una reducción en el consumo e inversión del sector privado, c_{t+1} , así como en la demanda agregada interna, \hat{y}_t , y por consiguiente, en la inflación, π_t .⁴¹ Adicionalmente, el referido incremento en la tasa de interés de política monetaria genera una contracción en la cantidad de billetes y monedas en circulación o emisión monetaria, em_t (el Efecto Liquidez), el cual acentúa la contracción, que se produce vía tasas de interés, sobre el consumo y la inversión del sector privado, c_{t+1} , la demanda agregada interna, \hat{y}_t , y la inflación, π_t . Además, el Efecto Liquidez sobre la emisión monetaria conlleva a una reducción en la oferta monetaria agregada (los medios de pago), mp_t , que intensifica la apreciación nominal y real del quetzal, así como la desaceleración en las exportaciones, x_t . La disminución en la demanda agregada conduce a una reducción en los ingresos tributarios, it_t , los cuales se compensan parcialmente con un incremento en el endeudamiento público, tanto de origen interno, di_t , como de origen externo, de_t ; no obstante, dado que los ingresos tributarios constituyen la principal fuente de financiamiento del sector público, la reducción de los mismos genera una contracción en el gasto de gobierno total, \hat{g}_t .

⁴¹ La mayor parte del análisis económico se basa en las fluctuaciones de las variables respecto de sus respectivas tendencias de largo plazo, debido a que la política monetaria es neutral en el largo plazo.

Figura 2. Un choque a la tasa de interés de política monetaria



Nota: Parapropósitosdenotación: $R_gap=\hat{R}$; $dl_cpi_intanual=\pi_{intanual}$; $l_y_gap=\hat{y}$; $l_ci_gap=\hat{c}$; $l_g_gap=\hat{g}$; $l_x_gap=\hat{x}$; $dl_s=\Delta s$; $l_z_gap=\hat{z}$; $l_em_gap=\hat{em}$; $l_m2_gap=\hat{m}$; $l_cred_gap=\hat{cr}$; $l_di_gap=\hat{dl}$; $l_de_gap=\hat{de}$; and $l_ingtrib_gap=\hat{it}$.

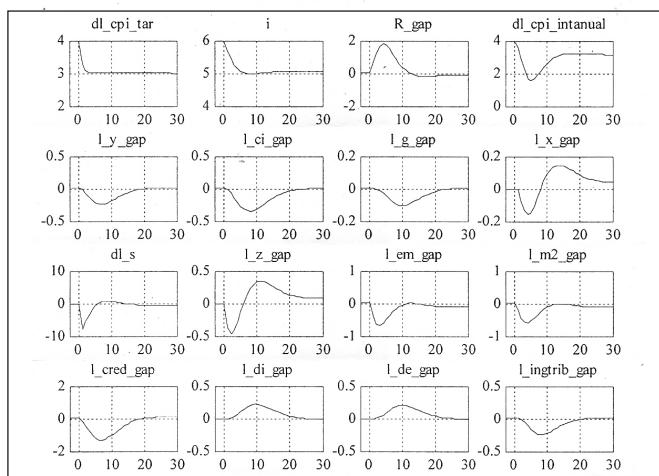
El resultado anterior da cuenta del comportamiento procíclico del gasto público en la economía guatemalteca, fenómeno generalizado de las economías emergentes, particularmente en Latinoamérica, tal como se indicó previamente. La estabilización económica luego del choque ocurre dentro de los primeros 10 trimestres (dos años y medio) para las variables nominales y luego de 20 períodos (5 años) para las variables del sector real. En este punto, la tasa de interés de política monetaria se reduce a su valor original, corrigiendo el incremento inicial y propiciando el retorno de las variables del modelo a su valor de estado estacionario.

b) Una reducción permanente a la meta de inflación

Un choque permanente a la meta de inflación de largo plazo modifica las propiedades de estado estacionario del modelo DSGE. Por consiguiente, ello podría ser más informativo sobre la capacidad del modelo para replicar características particulares de la economía guatemalteca observadas en el pasado. En este sentido, el choque de desinflación es uno de los más importantes choques para propósito de análisis de las características del modelo estimado, dado que permite establecer los efectos de una política monetaria desinflacionaria en la actividad económica interna (la razón de sacrificio). La figura 3 ilustra el choque en mención por medio de una reducción permanente a la meta de inflación, en un punto porcentual. El supuesto principal en este choque es que el banco

central goza de una amplia credibilidad ante los agentes económicos internos. En este caso, tanto la tasa de interés de política monetaria, i_p , como la tasa de interés nominal de mercado de largo plazo, I_p , convergen gradualmente hacia un valor, inferior en 1%, respecto de su valor original. No obstante, las expectativas de inflación de mediano plazo se reducen inmediatamente luego del anuncio de una disminución en la meta de inflación, lo cual ocasiona un aumento temporal en la tasa de interés real de mercado y, por consiguiente, en su brecha, \hat{R} . Dicho incremento produce una disminución en el crédito bancario al sector privado, \hat{cr} , lo que reduce el consumo y la inversión del sector privado, \hat{ci} , así como la demanda agregada interna, \hat{y} . La reducción en la actividad económica de corto plazo genera una disminución en las fuentes netas de financiamiento del gobierno, lo cual produce una desaceleración en el gasto público, \hat{g} . Con respecto a la reducción gradual en la tasa de interés de política monetaria, es importante hacer mención que su trayectoria de largo plazo tiende a reducirse más rápidamente, lo que ocasiona un aumento temporal en el componente cíclico de esta variable. Por consiguiente, se genera un Efecto Liquidez, el cual conlleva una reducción temporal en la emisión monetaria, \hat{m} , el cual se traslada a los medios de pago totales, \hat{mp} . En este sentido, la contracción monetaria genera una apreciación temporal en el tipo de cambio nominal y real, lo que a su vez produce una desaceleración de las exportaciones totales, \hat{x} .

Figura 3. Una reducción permanente a la meta de inflación



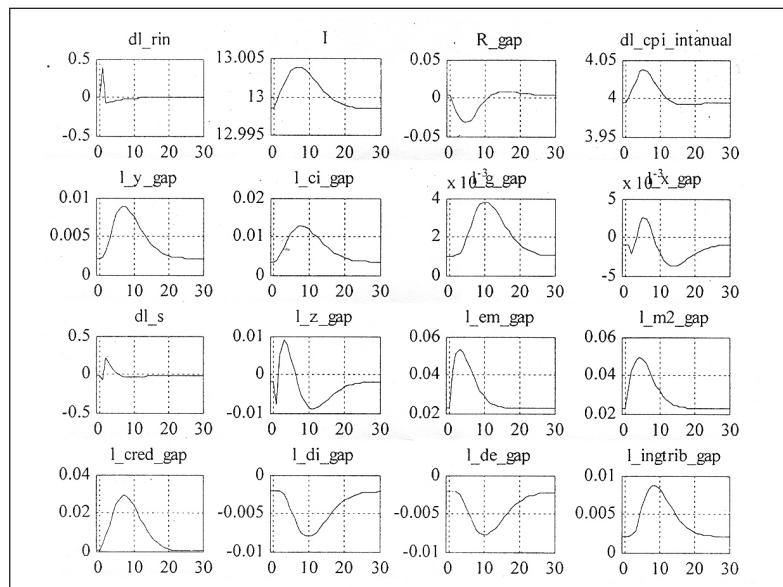
Nota: Para propósitos de notación: $R_{gap} = \hat{R}$; $dl_cpi_intanual = \pi_{intanual}$; $l_y_gap = \hat{y}$; $l_ci_gap = \hat{c}$; $l_g_gap = \hat{g}$; $l_x_gap = \hat{x}$; $dl_s = \Delta s$; $l_z_gap = \hat{z}$; $l_em_gap = \hat{em}$; $l_m2_gap = \hat{m}$; $l_cred_gap = \hat{cr}$; $l_di_gap = \hat{d}$; $l_de_gap = \hat{de}$; and $l_ingtrib_gap = \hat{it}$.

Cabe señalar que las trayectorias de crecimiento de largo plazo de los componentes de la demanda agregada (consumo e inversión del sector privado, gasto público y exportaciones) se mantienen sin cambio, a pesar de que sí existe una desaceleración temporal en las trayectorias cíclicas de dichos componentes en el corto plazo. La razón de sacrificio, como su nombre lo indica, mide el “sacrificio” o la pérdida, en puntos porcentuales de actividad económica, que se producen como consecuencia de reducir la meta de inflación de largo plazo en un punto porcentual. En este caso, la razón de sacrificio se calcula por medio de la sumatoria acumulada de la brecha del producto, \hat{y} , de la figura 3, durante el período de duración del choque. El resultado obtenido es una disminución acumulada de 0.56%. Este resultado implica que una política desinflacionaria establecida por el banco central, consistente en una reducción de la meta de inflación de largo plazo en un punto porcentual, tiene un costo, en términos de crecimiento económico, equivalente a 0.56% del PIB; no obstante, este costo es distribuido a lo largo de un horizonte de aproximadamente 5 años, es decir, alrededor de 0.1% por año.

c) Choque a las Reservas Monetarias Internacionales originado por una intervención cambiaria del banco central

Como se ha indicado previamente, el banco central, cuyo comportamiento se modela en el presente estudio, tiene dos objetivos de política monetaria, una meta de inflación y una meta de volatilidad cambiaria. Para el logro simultáneo de ambos objetivos, el banco central emplea dos instrumentos de política, la tasa de interés de referencia y las intervenciones en el mercado cambiario. En este sentido, este último instrumento produce fluctuaciones adicionales en las Reservas Monetarias Internacionales (RIN) que administra la autoridad monetaria. En el choque que se presenta en este apartado, se pretende ilustrar los efectos de una intervención de compra de divisas (dólares de los Estados Unidos) en el mercado cambiario, la cual se esteriliza parcialmente en el mercado de dinero. Ello implica que los efectos de dicha intervención se trasladan, en parte, a la demanda agregada interna, por medio del efecto de la variación de RIN en la emisión monetaria. La figura 4 ilustra un choque a las reservas monetarias internacionales generado por la compra de una cantidad de divisas equivalente al monto máximo diario establecido por el Banco de Guatemala.

Figura 4. Choque a las reservas monetarias internacionales



Nota: Para propósitos de notación: $dl_rin = \Delta r_{in}$; $R_gap = \hat{R}$; $dl_cpi_intannual = \pi_{intannual}$; $l_y_gap = \hat{y}$; $l_ci_gap = \hat{cl}$; $l_g_gap = \hat{g}$; $l_x_gap = \hat{x}$; $dl_s = \Delta s$; $l_z_gap = \hat{z}$; $l_em_gap = \hat{em}$; $l_m2_gap = \hat{m}$; $l_cred_gap = \hat{cr}$; $l_di_gap = \hat{dl}$; $l_de_gap = \hat{de}$; and $l_ingtrib_gap = \hat{it}$.

Como se ilustra en la figura anterior, un incremento en la tasa de variación de las RIN, Δ_{rin} , originado por una compra directa de divisas del banco central en el mercado cambiario, genera un aumento temporal en la emisión monetaria, \hat{m}_t , el cual se traslada a la oferta monetaria total, \hat{m}_P , lo que aumenta la cantidad de recursos disponibles para la adquisición de moneda extranjera, propiciando de esta manera, una depreciación temporal en el tipo de cambio nominal, Δs_t . Por una parte, el aumento en la emisión que se genera por una intervención cambiaria parcialmente esterilizada conlleva a un incremento en el consumo e inversión del sector privado, \hat{c}_t y, por consiguiente, en la demanda agregada total, \hat{y}_t . Por su parte, la depreciación cambiaria originada por la intervención genera una depreciación cambiaria real, lo que propicia un alza temporal en las exportaciones totales, \hat{x}_t , así como en la demanda agregada total, \hat{y}_t . En este punto, es importante resaltar que el incremento en la actividad económica, producto de la intervención cambiaria del banco central, se traslada a los precios internos, generando de esta manera un aumento temporal en la inflación. Si bien la figura 4 indica que el incremento en los precios, producto de una sola intervención en el mercado cambiario, no es de una magnitud relevante. No obstante, intervenciones más frecuentes por parte del banco central, producto del temor a flotar, tendrán un mayor efecto en los precios internos. En este sentido, se llevó a cabo una simulación similar a la presentada en la figura 4, pero con un monto de intervención equivalente a la compra de US\$100 millones a lo largo de un período (un trimestre). En este caso, el efecto acumulado en los precios internos aumenta a 3.4 puntos porcentuales distribuidos a lo largo de 2.5 años, lo cual representa un incremento anual de 1.36% en la inflación interna. Los resultados anteriores implican que un banco central que establece dos objetivos simultáneos, deberá coordinar el manejo y la intensidad de uso de sus dos instrumentos de política, con el objeto que el uso de un instrumento no interfiera con el logro del otro objetivo de política.

VI. Conclusiones

Este documento presenta la estructura, metodología de estimación y principales características de un modelo macroeconómico dinámico estocástico de equilibrio general (DSGE) que ilustra una economía que ha establecido un régimen de metas explícitas de inflación y que adicionalmente, su banco central también

establece una meta sobre la volatilidad permisible en el tipo de cambio nominal. Para la consecución eficiente y simultánea de ambos objetivos, el modelo DSGE establece dos instrumentos de política, como lo sugiere la condición Timbergen-Aoki. En este sentido, como lo dicta la teoría económica, así como los procedimientos operativos tradicionales a nivel de banca central, la tasa de interés de política monetaria es el instrumento establecido para el logro de la meta de inflación, mientras que las reservas monetarias internacionales (RIN) constituyen el instrumento empleado para moderar las fluctuaciones cambiarias que superan un máximo de fluctuación permisible predeterminado por la autoridad monetaria. La estructura del modelo DSGE toma en consideración el efecto liquidez que se produce en los agregados monetarios ante cambios en la tasa de interés de política monetaria, el impacto de las fluctuaciones del crédito bancario en la demanda agregada, el efecto de la política fiscal en la actividad económica y los efectos de la intervención cambiaria del banco central en el mecanismo de transmisión monetario. Los valores de los parámetros se obtienen por medio de métodos bayesianos que emplean el algoritmo de Metrópolis-Hastings, el cual incorpora conjuntamente las distribuciones probabilísticas a priori para cada parámetro, particularmente distribuciones Beta y Gamma Inversa, con la distribución de máxima verosimilitud que se obtiene para el modelo DSGE por medio del Filtro de Kalman, para obtener las distribuciones probabilísticas posteriores. Estas últimas proporcionan el valor modal de cada parámetro, los cuales se sustituyen en vez de los valores a priori predeterminados, con el objeto de obtener las funciones de impulso-respuesta para cada choque exógeno que se establece dentro del modelo DSGE. Dichas funciones de reacción indican las características empíricas del modelo y son empleadas, en el presente estudio, para medir los efectos macroeconómicos de: i) un incremento de un punto porcentual en la tasa de interés de política monetaria; ii) una disminución permanente de un punto porcentual en la meta de inflación de largo plazo; iii) una intervención cambiaria en la cual el banco central adquiere dólares de los Estados Unidos de América en el mercado de divisas por un monto equivalente al máximo diario establecido por el Banco de Guatemala. El modelo DSGE estimado permite desplegar características importantes del mecanismo de transmisión monetario de la economía guatemalteca, lo cual podría contribuir a cuantificar los efectos macroeconómicos de diversos choques que podrían suscitarse en una economía pequeña y abierta. En

particular, los choques analizados para efectos del presente estudio sugieren que el banco central debe coordinar la ejecución de sus dos instrumentos de política monetaria (cambios en la tasa de interés de referencia y cambios en las RIN, producto de intervenciones cambiarias) con el objeto de lograr de forma eficiente el logro simultáneo de sus dos objetivos de política. De otra manera, podría poner en peligro el logro de alguno de los objetivos pre establecidos.

Referencias

1. Adjemian, Stéphane, Houtan Bastani, Michel Juilliard, Ferhat Mihoubi, George Perencha, Marco Ratto, and Sébastien Villenrot (2011). "Dynare: Reference Manual, Versión 4". Dynare Working Papers, 1, CEPREMAP.
2. Aghion, Philippe and Iona Marinesu (2006). Cyclical Budgetary Policy and Economic Growth: What Do We Learn from OECD Panel Data? In NBER Macroeconomics Annual 2007, Volume 22, pp. 251-278.
3. Aizenman, Joshua, Michael Gavin, and Ricardo Hausmann (1996). Optimal Tax Policy with Endogenous Borrowing Constraints. NBER Working Paper No.5558.
4. Alexius, A. (2001). Uncovered Interest Parity Revisited. Review of International Economics, Vol. 9, No. 3.
5. An, S. and F. Schorfheide (2007). Bayesian Analysis of DSGE Models. Econometric Reviews, Vol. 26, No. 2-4, pp. 113-172.
6. Aoki, Masanao (1975). On a Generalization of Tinbergen's Condition in the Theory of Policy to Dynamic models. Review of Economic Studies, Vol. 42, No. 2, April.
7. Ball, Laurence and Dean Croushore (1995). Expectations and the Effects of Monetary Policy. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 35, No. 2003.
8. Barro, Robert (1979). On the Determination of Public Debt. The Journal of Political Economy, Vol. 87, No. 5, pp: 940-971.
9. Barro, R. and David Gordon (1983). A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model. The Journal of Political Economy, Vol. 91, No. 4, pp: 589-610.
10. Basile, G. y Marro, G. (1971). On the Perfect Output Controllability of Linear Dynamic Systems. Ricerche di Automatica, Vol. 2 (1971), 1-10.
11. Batini, Nicoleta, Kenneth Kuttner, and Douglas Laxton (2005). Does Inflation Target Works in Emerging Markets? Chapter IV, World Economic Outlook, September.
12. Beneš, Jaromír, Jaromír Hurník and David Vávra (2008). Exchange Rate Management and Inflation Targeting: Modeling the Exchange Rate in Reduced-Form New Keynesian Models. Czech Journal of Economics and Finance, Vol. 58, No. 8.
13. Beckett, S., and G. Sellon (1999). "Has Financial Market Volatility Increased?". Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, june.
14. Berg, Andrew, Philippe Karam and Douglas Laxton (2006a). A Practical Model-Based Approach to Monetary Policy Analysis – Overview. IMF Working Paper WP/06/80.
15. Berg, Andrew, Philippe Karam and Douglas Laxton (2006b). A Practical Model-Based Approach to Monetary Policy. --A-How-to-Guide." IMF Working Paper 06/81.
16. Bernanke, Ben, and Ilian Mihov (1998). The Liquidity Effect and Long-Run Neutrality. NBER Working Papers Series No. 6608, National Bureau of Economic Research.
17. Bernanke, Ben S., and Frederic S. Mishkin (1997). Inflation targeting: A new framework for monetary policy. Journal of Economic Perspectives 11 (2): 97–116.

18. Bernanke, Ben, Thomas Laubach, Frederic Mishkin y Adam Posen (1999). Inflation Targeting: Lessons from International Experience. Princeton University Press.
19. Bonser-Neil, Catherine, and Glenn Tanner (1996). "Central Bank Intervention and the volatility of Foreign Exchange Rates: Evidence from the Options Market". Journal of International Money and Finance, vol. 15, 6.
20. Borensztein, E., José De Gregorio and J-W. Lee (1998). • How does foreign direct investment affect economic growth? Journal of International Economics, Vol. 45, pp: 115–135.
21. Bridgen, A., and P. Mizen (1999). Money, Credit and Investment in the UK Corporate Sector. Bank of England Working Paper No. 100.
22. Brockett, R. y Mesarovic, M (1965). The Reproductability of Multivariable Systems. Journal of Applied Mathematical Analysis, Vol. 2 (1965), 548-563.
23. Brooks, Stephen, and Andrew Gelman (1998). General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations. Journal of Computational and Graphical Statistics, Vol. 7, No. 4, December, pp: 434-455.
24. Caballero, Ricardo and Vittorio Corbo (1989). The Effect of Real Exchange Rate Uncertainty on Exports: Empirical Evidence. The World Bank Economic Review, Vol. 3, No. 2.
25. Calvo, G. y Reinhart, C. (2000). "Fear of Floating". Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, No. 2, Mayo.
26. Caputo, Rodrigo, Felipe Liendo and Juan Pablo Medina (2006). New Keynesian Models for Chile in the Inflation Targeting Period: A Structural Investigation. Central Bank of Chile Working Paper Series, Working Paper No. 402, December.
27. Carlin, Bradley and Thomas Louis (1996). Bayes and Empirical Bayes Methods for Data Analysis.
- Monographs on Statistics and Applied Probability
No. 69, Chapman and Hall Editorial.
28. Castillo, Carlos (2006). The Liquidity Effect and the Long Run Neutrality of Money in Guatemala. Banca Central, Vol. 51, Enero-Junio.
29. _____ (2010). Efectividad de la intervención cambiaria en Guatemala. El Trimestre Económico. Vol. LXXVII (3), No. 307, julio-septiembre 2010, pp. 557-583.
30. Castillo, Carlos, and Douglas Galindo (2011). Un Modelo Trimestral de Pronósticos para Guatemala. Serie de Documentos de Trabajo del Banco de Guatemala, Documento de Trabajo No. 121.
31. Castillo, Carlos, and Fidel Pérez (2011). Theoretical and Empirical Exchange Rate Models: Do they aim to forecast the Quetzal? Forthcoming at the Journal of Applied Economics.
32. Chinn, Menzie; and Guy Meredith (2005). Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Woods Era. National Bureau of Economic Research, January.
33. _____ (2004). Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity. IMF Staff Papers, Vol. 51, No. 3.
34. Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum and Charles Evans (1994). The Effects of Monetary Policy Shocks: Some Evidence from the Flow of Funds. NBER Working Papers Series No. 4699, National Bureau of Economic Research.
35. Christiano, Lawrence, and Martin Eichenbaum (1992). Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism. Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Staff Report 150.
36. De Gregorio, José (2006). Esquema de Metas de Inflación en Economías Emergentes. Documentos de Política Económica, Banco Central de Chile, No. 18, Octubre.
37. Dell'Ariccia, Giovanni (1998). Exchange Rate

- Fluctuations and Trade Flows: Evidence from the European Union. IMF Working Paper 98/107.
38. Edwards, Sebastian (2006). The Relationship Between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited. Central Bank of Chile Working Papers, No. 49, December 2006.
39. _____ (2002). The Great Exchange Rate Debate after Argentina. National Bureau of Economic Research. Working Paper 9257, October.
40. Engel, Charles (2011). The Real Exchange Rate, Real Interest Rates, and the Risk Premium. NBER Working Paper Series, Working Paper 17116, June.
41. Freedman, Charles and Douglas Laxton (2009). Why Inflation Targeting? IMF Working Paper Series, Working Paper Number WP/09/86, April.
42. Gavin, Michael, y Roberto Perotti (1997). Fiscal Policy in Latin America. NBER Macroeconomics Annual, Cambridge, Mass., MIT Press, 1997, pp. 11-61.
43. Galí, J., M. Gertler, and J. D. López-Salido (2001). European Inflation Dynamics. European Economic Review, Vol. 45, No. 7, pp: 1237-70.
44. Galí, Jordi (1994). Government Size and Macroeconomic Stability. European Economic Review, Vol. 38, No. 1, pp. 117-32.
45. _____ (2008), Monetary Policy Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework. Princeton University Press.
46. Green, D., R. King, and M. Miller-Dawkins (2010). The Global Economic Crisis and Developing Countries: Impact and Response. International Research Report, Oxfam International, New York.
47. Griffoli, Tommaso M. (2010). Dynare User Guide: An Introduction to the Solution and Estimation of DSGE Models. June.
48. Hamilton, James D. (1994). Time Series Analysis. Princeton University Press.
49. Hauser, Andrew, and Andrew Bridgen (2002). Money and Credit in an Inflation Targeting Regime. Bank of England Quarterly Bulletin, Autumn.
50. Holub, Tomáš (2004). Foreign Exchange Interventions Under Inflation Targeting: The Czech Experience. CNB Internal Research and Policy Note.
51. Ilbas, Pelin (2010). Estimation of Monetary Policy Preferences in a Forward-Looking Model: A Bayesian Approach. International Journal of Central Banking, Vol. 6, No. 3, September, pp: 169-209.
52. International Monetary Fund (2005). Does Inflation Targeting Work in Emerging Markets? World Economic Outlook, Chapter 4, September.
53. Janssen, N. (1996). The Demand for Divisia Money by the Personal Sector and by Industrial and Commercial Companies. Bank of England Quarterly Bulletin, Vol. 36.
54. Juselius, Katarina (2000). Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Parity Hold in the Long Run? An Example of Likelihood Inference in a Multivariate Times Series Model. Journal of Econometrics, Vol. 69, September, pp: 211-240.
55. Kydland, F. E. and Edward Prescott (1977). Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. The Journal of Political Economy, Vol. 85, No. 3, pp: 473-492.
56. Lane, Phillip (2003). The Cyclical Behavior of Fiscal Policy: Evidence from the OECD. Journal of Public Economics, Vol. 87, pp. 2661-75.
57. Lane, Phillip, and Aaron Tornell (1999). The Voracity Effect. American Economic Review, Vol. 89 (1999), pp. 22-46.
58. Lucas, Robert (1972). Expectations and the Neutrality of Money. Journal of Economic Theory, Vol. 4, No. 2, pp: 103-124.
59. MacDonald, Ronald; and Jun Nagayasu (2000). The Long-Run Relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel Study. IMF Staff Paper 99/37.

60. Mishkin, Frederic S. (2007). Monetary Policy Strategy. MIT Press.
61. Morán, H. y Valle, H. (2002). Un modelo básico de política monetaria para Guatemala. Serie de Documentos de Trabajo del Banco de Guatemala, Documento de Trabajo No. 71.
62. Nesson, Mariane and David Vestin (2005). Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 37, No. 5, Oct, pp. 837-863.
63. Osang, Thomas and Alfredo Marvao (1997). Foreign Growth and Domestic Performance in a Small Open Economy. Journal of International Economics, Vol. 43, pp: 499-512.
64. Rabanal, P. and J. Rubio-Ramírez (2005). Comparing New Keynesian Models of the Business Cycle: A Bayesian Approach. Journal of Monetary Economics, Vol. 52, No. 6, pp: 1151-66.
65. Reinhart, Carmen (2000). "The Mirage of Floating Exchange Rates", American Economic Review, vol. 90, No. 2, May.
66. Rogoff, Kenneth (1985). The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 100, No. 4, November, pp: 1169-1189.
67. Roubini, Nouriel, and Vittorio Grilli (1995). Liquidity Models in Open Economies: Theory and Empirical Evidence. NBER Working Papers Series No. 5313, National Bureau of Economic Research.
68. Salemi, M. (2006). Econometric Policy Evaluation and Inverse Control. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 38, No. 7, pp: 1737-64.
69. Smets, Frank and Raf Wouters (2002). An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area. European Central Bank Working Paper Series, Working Paper No. 171.
70. Smets, Frank and Raf Wouters (2003a). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. Journal of the European Economic Association 1 (5), September, pp. 1123-1175.
71. Smets, F. and Raf Wouters (2003b). Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE approach, mimeo, European Central Bank.
72. Smets, F. and Raf Wouters (2003c). Comparing shocks and frictions in US and euro business cycles: a Bayesian DSGE approach, Journal of Applied Econometrics vol. 20(2), pages 161-183.
73. Smith, Mark (2004). Impact of the Exchange Rate on Export Volumes. Reserve Bank of New Zealand Bulletin, Vol. 67, No. 1.
74. Talvi, Ernesto and Carlos Végh (2005). Tax Base Variability and Procylical Fiscal Policy in Developing Countries. Journal of Development Economics, Vol. 78, No. 1, October, pp: 156-190.
75. Thomas R. (1996). Understanding broad money. Bank of England Quarterly Bulletin, Vol. 36.
76. Thomas R. (1997a). The Demand for M4: A Sector Analysis, Part 1: The Personal Sector. Bank of England Working Paper No. 61.
77. Thomas R. (1997b). The Demand for M4: A Sector Analysis, Part 2: The Corporate Sector. Bank of England Working Paper No. 62.
78. Thornton, Daniel (2001). Identifying the Liquidity Effect at the Daily Frequency. Federal Reserve Bank of St. Louis, July/August.
79. Timbergen, J. (1963). On the Theory of Economic Policy (North-Holland, 1963).
80. Truman, Edwin (2003). Inflation Targeting in the World Economy. Institute for International Economics, Washington D.C.
81. Valle, Héctor (2003). Pronósticos de inflación con modelos ARIMA y Vectores Autorregresivos en Guatemala. Serie de Documentos de Trabajo del Banco de Guatemala, Documento de Trabajo No. 76.

Apéndice A

A.1 Variables del Modelo DSGE

A.1.1 Variables Endógenas: en ecuaciones de comportamiento

\hat{y}	Brecha del producto
\hat{c}	Brecha del consumo e inversión del sector privado neto de importaciones
\hat{em}	Brecha de la emisión monetaria
\hat{cr}	Brecha del crédito bancario al sector privado
\hat{mp}	Brecha de los medios de pago (M2)
\hat{mc}	Brecha del medio circulante (M1)
\hat{x}	Brecha de las exportaciones totales
\hat{z}	Brecha del tipo de cambio real
\hat{g}	Brecha del gasto público
\hat{de}	Brecha de la deuda pública externa
\hat{di}	Brecha de la deuda pública interna
\hat{i}	Brecha de los ingresos tributarios
π	Inflación trimestral anualizada
$\pi_{interanual}$	Inflación interanual
π^e	Expectativas de inflación trimestral anualizadas
$\pi^e_{interanual}$	Expectativas de inflación interanuales
Δfpi	Variación trimestral anualizada en los precios internacionales de los bienes importados en el mercado interno
i	Tasa de interés nominal de política monetaria
\hat{i}	Brecha de la tasa de interés de política monetaria
i_{tend}	Componente tendencial de la tasa de interés nominal de política monetaria
I	Tasa de interés nominal de mercado de largo plazo
rin	Reservas monetarias internacionales (RIN)
Δrin	Variación trimestral anualizada de las reservas monetarias internacionales
s^e	Variación trimestral anualizada de las expectativas cambiarias
\hat{s}	Brecha del tipo de cambio nominal
\hat{R}	Brecha de la tasa de interés real de mercado de largo plazo

A.1.2 Variables endógenas: definiciones

Δy	Variación trimestral anualizada del producto interno bruto guatemalteco
π_{dev}	Desvíos de la inflación respecto de su meta de largo plazo
r	Tasa de interés de política monetaria en términos reales
\hat{r}	Brecha de la tasa de interés de política monetaria en términos reales
R	Tasa de interés real de mercado de largo plazo
s	Tipo de cambio nominal
s_{tend}	Componente tendencial del tipo de cambio nominal
\hat{rin}	Brecha de las reservas monetaria internacionales
Δrin_{tend}	Variación trimestral anualizada del componente tendencial de las RIN

A.1.3 Variables exógenas: en sus respectivas leyes de movimiento

Δy_{tend}	Variación trimestral anualizada del producto interno bruto potencial
$\bar{\pi}$	Meta de inflación
R_{tend}	Componente tendencial de la tasa de interés real de mercado de largo plazo
$term$	Prima por plazo
$prem$	Prima por riesgo país
Δz_{tend}	Variación trimestral anualizada del componente tendencial del tipo de cambio real
π^*	Inflación externa (promedio ponderado de las inflaciones de los principales socios comerciales de Guatemala)
I^*	Tasa de interés nominal externa de largo plazo (Libor a un año plazo)
\hat{y}^*	Brecha del producto externo (de los Estados Unidos de América)

A.1.4 Otras definiciones

IPC	Índice de precios al consumidor
r_{tend}	Componente tendencial de la tasa de interés real de política monetaria
rin_{tend}	Componente tendencial de las reservas monetarias internacionales
Δs	Variación trimestral anualizada del tipo de cambio nominal
Δs_{md}	Variación trimestral anualizada del componente tendencial del tipo de cambio nominal
z_{tend}	Componente tendencial del tipo de cambio real
z	Tipo de cambio real
y	Producto interno bruto guatemalteco
IPC^*	Índice de precios al consumidor externo (promedio ponderado de los índices de precios de los principales socios comerciales de Guatemala)

A.2 Ecuaciones del Modelo DSGE

A.2.1 Ecuaciones de Comportamiento

Demanda agregada total (Brecha del producto)

$$\hat{y}_t = A_1 \hat{c}_t + A_2 \hat{x}_t + A_3 \hat{g}_t + \varepsilon_t^y \quad (1)$$

Demanda privada (Brecha del consumo e inversión netos de importaciones)

$$\hat{x}_t = A_4 \hat{c}_{t-1} + (1-A_4)(A_5 \hat{mp}_t + A_6 \hat{cr}_t) + \varepsilon_t^x \quad (2)$$

Demanda de exportaciones (Brecha de las exportaciones)

$$\hat{x}_t = A_7 \hat{x}_{t-1} + (1-A_7)(A_8 \hat{z}_{t-1} + A_9 \hat{y}_{t-1}^*) + \varepsilon_t^x \quad (3)$$

Gasto público (Brecha de los gastos de gobierno)

$$\hat{g}_t = A_{10} \hat{g}_{t-1} + (1-A_{10})(A_{11} \hat{d}_t + A_{12} \hat{de}_t + A_{13} \hat{it}) + \varepsilon_t^g \quad (4)$$

Curva de Phillips

$$\pi_t = B_1 \pi_{t+1} + (1-B_1)(\Delta fpi_t - Z_{tend}) + B_2 \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t^\pi \quad (5)$$

Definición del tipo de cambio nominal del quetzal respecto del dólar estadounidense

$$s_t = S_{tend,t} + \hat{s}_t \quad (6)$$

Paridad descubierta de tasas de interés (*Uncovered Interest Rate Parity Condition, UIP*)

$$(I_t - I_t^*) = 4(s_t^e - S_{tend}) + prem_t + \varepsilon_t^s \quad (7)$$

Brecha del tipo de cambio nominal del quetzal respecto del dólar estadounidense

$$\hat{s}_t = E_1 \hat{s}_{t-1} + (1 - E_1)(E_2 \hat{m}_t + E_3 \hat{y}_t^* + E_4 \hat{rn}_t) + \varepsilon_t^s \quad (8)$$

Función de reacción de la tasa de interés (regla de tasa de interés)

$$i_t = D_1 i_{t-1} + (1 - D_1)(i_{tend,t} + D_2(\pi_{t+4} - \bar{\pi}_{t+4}) + D_3 \hat{y}_t) + \varepsilon_t^i \quad (9)$$

Regla de intervención cambiaria

$$\Delta rin_t = H_1 \Delta rin_{t-1} + (1 - H_1)(\Delta rin_{ind,t} + H_2(1 - \bar{s})(\Delta s_{t+1})) + \varepsilon_t^{rin} \quad (10)$$

Variación en los precios internacionales de los commodities expresada en moneda local

$$\Delta fpi_t = B_3(\Delta fpi_{t-1}) + (1 - B_3)(\pi_t^*) + B_4 \Delta s_t + B_5 \Delta \hat{y}_t + \varepsilon_t^{fpi} \quad (11)$$

Annualized Quarterly Inflation Expectations

$$\pi^e = B_6 \pi_{t+1} + (1 - B_6) \pi_{t-1} + \varepsilon_t^e \quad (12)$$

Interanual Inflation Expectations

$$\pi^e_{interanual,t} = B_7 \pi_{interanual,t+1} + (1 - B_7) \pi_{interanual,t-1} + \varepsilon_t^{\pi^e_{interanual}} \quad (13)$$

Curva de rendimientos

$$I_t = F_1 I_{t-1} + (1 - F_1)((i_{t-1} + i_t + i_{t+1} + i_{t+2})/4 + \varepsilon_t^i) + \varepsilon_t^I \quad (14)$$

Brecha de la emisión monetaria

$$\hat{em}_t = W_1 \hat{em}_{t-1} + W_2 \hat{rn}_t - W_3 \hat{i}_t + \varepsilon_t^{em} \quad (15)$$

Expectativas cambiarias

$$s_t^e = E_5 s_{t+1} + (1 - E_5)(s_{t-1} + 1/2(\Delta z_{tend,t} + \bar{\pi} + \pi_{ss}^*)) + \varepsilon_t^{se} \quad (16)$$

Brecha del tipo de cambio real

$$\hat{z}_t = E_6 z_{t-1} + (1 - E_6)(\Delta s_t + \pi_t^* - \pi_t - \Delta z_{tend,t}) \quad (17)$$

Brecha del medio circulante (M1)

$$\hat{mc}_t = W_4 \hat{mc}_{t-1} + (1 - W_4) \hat{em}_t + \varepsilon_t^{\hat{mc}} \quad (18)$$

Brecha de la oferta monetaria total (medios de pago, M2)

$$\hat{mp}_t = W_5 \hat{mp}_{t-1} + (1 - W_5) \hat{mc}_t + \varepsilon_t^{\hat{mp}} \quad (19)$$

Brecha del crédito bancario al sector privado

$$\hat{cr}_t = W_6 \hat{cr}_{t-1} + W_7 \hat{y}_{t-1} - W_8 \hat{R}_t - W_9 \hat{d}_t + W_{10} \hat{mp}_t + \varepsilon_t^{cred} \quad (20)$$

Brecha de la deuda pública interna

$$\hat{di}_t = Y_1 \hat{di}_{t-1} - (1 - Y_1) \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t^{\hat{di}} \quad (21)$$

Brecha de la deuda pública externa

$$\hat{de}_t = Y_2 \hat{de}_{t-1} - (1 - Y_2) \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t^{\hat{de}} \quad (22)$$

Brecha de los ingresos tributarios

$$\hat{it}_t = Y_3 \hat{it}_{t-1} + (1 - Y_3) \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t^{\hat{it}} \quad (23)$$

A.2.2 Ecuaciones de las variables exógenas

Tendencia de la tasa de interés real de largo plazo

$$R_{tend,t} = F_2 R_{tend,t-1} + (1 - F_2)((r_{tend,t-1} + r_{tend,t} + r_{tend,t+1} + r_{tend,t+2}) / 4 + term_t) \quad (24)$$

Variación trimestral anualizada del producto potencial

$$\Delta y_{tend,t} = T_1 \Delta y_{tend,t-1} + (1 - T_1) \Delta y_{ss} + \varepsilon_t^{\Delta y_{tend}} \quad (25)$$

Variación trimestral anualizada de la tendencia del tipo de cambio real

$$\Delta z_{tend,t} = T_2 \Delta y_{tend,t-1} + (1 - T_2) \Delta z_{ss} + \varepsilon_t^{\Delta z_{tend}} \quad (26)$$

Meta de inflación

$$\bar{\pi}_t = T_3 \bar{\pi}_{t-1} + (1 - T_3) \pi_{ss} + \varepsilon_t^{\bar{\pi}} \quad (27)$$

Prima por plazo

$$term_t = T_4 term_{t-1} + (1 - T_4) term_{ss} + \varepsilon_t^{term} \quad (28)$$

Prima por riesgo país

$$prem_t = T_5 prem_{t-1} + (1 - T_5) prem_{ss} + \varepsilon_t^{prem} \quad (29)$$

Variación del componente tendencial de las reservas monetarias internacionales

$$\Delta rin_{tend,t} = T_6 \Delta rin_{tend,t-1} + \varepsilon_t^{rin_tnd} \quad (30)$$

Inflación externa

$$\pi_t^* = A_1 \pi_{t-1}^* + (1 - A_1) \pi_{ss}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad (31)$$

Tasa de interés externa real de largo plazo

$$I_t^* = B_1^* I_{t-1}^* + (1 - B_1^*)(R_{ss}^* + \pi_{ss}^*) + \varepsilon_t^{I^*} \quad (32)$$

Brecha del producto externo

$$\hat{y}_t^* = C_1 \hat{y}_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\hat{y}^*} \quad (33)$$

A.2.3 Definiciones de variables endógenas

Tasa de crecimiento trimestral del producto interno bruto

$$\Delta y_t = \Delta y_{tend,t} + 4(\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}) \quad (34)$$

Desvíos de la inflación esperada respecto de la meta de largo plazo

$$\pi_{dev,t} = \pi_{interanual,t+4} - \bar{\pi}_{t+4} \quad (35)$$

Definición de la tasa de interés de política monetaria

$$i_t = i_{tend,t} + \hat{i}_t \quad (36)$$

Ecuación de Fisher de corto plazo

$$r_t = i_t - \pi^e_t \quad (37)$$

Brecha de la tasa de interés real de corto plazo

$$\hat{r}_t = r_t - r_{tend,t} \quad (38)$$

Ecuación de Fisher de largo plazo

$$R_t = I_t - \pi^e_{interanual,t} \quad (39)$$

Brecha de la tasa de interés real de largo plazo

$$\hat{R}_t = R_t - R_{tend,t} \quad (40)$$

Brecha de las reservas monetarias internacionales

$$\widehat{rin}_t = rin_t - rin_{tend,t} \quad (41)$$

A.2.4 Otras definiciones

Inflación trimestral anualizada

$$\pi_t = 4(IPC_t - IPC_{t-1}) \quad (42)$$

Inflación interanual

$$\pi_{interanual,t} = (IPC_t - IPC_{t-4}) \quad (43)$$

Variación trimestral anualizada del tipo de cambio nominal

$$\Delta s_t = 4(s_t - s_{t-1}) \quad (44)$$

Variación trimestral anualizada de la tendencia del tipo de cambio nominal

$$\Delta s_{tend,t} = 4(s_{tend,t} - s_{tend,t-1}) \quad (45)$$

Variación trimestral anualizada de las reservas monetarias internacionales

$$\Delta rin_t = 4(rin_t - rin_{t-1}) \quad (46)$$

Variación trimestral anualizada del componente tendencial de las RIN

$$\Delta rin_{tnd,t} = 4(rin_{tnd,t} - rin_{tnd,t-1}) \quad (47)$$

Variación trimestral anualizada de la tendencia del tipo de cambio real

$$\Delta z_{tend,t} = 4(z_{tend,t} - z_{tend,t-1}) \quad (48)$$

Definición del tipo de cambio real

$$z_t = z_{tend,t} + \hat{z}_t \quad (49)$$

Tendencia de la tasa de interés real de corto plazo

$$r_{tend,t} = i_{tend,t} - \bar{\pi}_{t+1} \quad (50)$$

Paridad descubierta de la tasa de interés real de largo plazo

$$r_{tend,t} - R_{ss}^* = \Delta z_{tend,t+1} - term_t + prem_t \quad (51)$$

Variación trimestral anualizada del producto interno bruto

$$\Delta y_t = 4(y_t - y_{t-1}) \quad (52)$$

Inflación externa

$$\pi_t^* = 4(IPC_t^* - IPC_{t-1}^*) \quad (53)$$

A.3 Definición de los parámetros del modelo DSGE

Parámetro	Definición
A_1	Proporción del consumo y la inversión del sector privado netos de importaciones en el producto interno bruto (PIB) de Guatemala
A_2	Proporción de las exportaciones totales en el PIB
A_3	Proporción del gasto público en el PIB
A_4	Persistencia del consumo y la inversión del sector privado
A_5	Elasticidad del consumo y la inversión del sector privado respecto de la emisión monetaria
A_6	Elasticidad del consumo y la inversión del sector privado respecto del crédito bancario al sector privado
A_7	Persistencia de las exportaciones totales
A_8	Elasticidad de las exportaciones totales al tipo de cambio real
A_9	Elasticidad de las exportaciones totales a la demanda externa
A_{10}	Persistencia del gasto público
A_{11}	Elasticidad del gasto público respecto de la deuda pública interna
A_{12}	Elasticidad del gasto público respecto de la deuda pública externa
A_{13}	Elasticidad del gasto público respecto de los ingresos tributarios
B_1	Importancia de las expectativas de inflación en la inflación interna
B_2	Importancia de los factores de demanda en la inflación interna
B_3	Persistencia de los precios internacionales de los bienes importados en el mercado interno
B_4	Elasticidad de los precios internacionales de los bienes importados en el mercado interno al tipo de cambio
B_5	Elasticidad de los precios internacionales de los bienes importados en el mercado interno a la actividad económica externa
B_6	Persistencia de las expectativas de inflación trimestrales
B_7	Persistencia de las expectativas de inflación interanuales
D_1	Preferencia del banco central por ajustes graduales de la tasa de interés de política monetaria
D_2	Reacción del banco central ante desvíos de la inflación respecto de su meta
D_3	Reacción del banco central ante la brecha del producto
E_1	Persistencia de la brecha del tipo de cambio nominal
E_2	Elasticidad del tipo de cambio nominal al medio circulante
E_3	Elasticidad del tipo de cambio nominal al producto externo
E_4	Elasticidad del tipo de cambio nominal a fluctuaciones en las RIN
E_5	Elasticidad de las expectativas cambiarias al tipo de cambio esperado
E_6	Persistencia del tipo de cambio real
F_1	Persistencia de la tasa de interés nominal de largo plazo
F_2	Persistencia de la tasa de interés real de largo plazo
H_1	Persistencia de las reservas monetarias internacionales
H_2	Reacción del banco central a fluctuaciones cambiarias por arriba de lo permisible
W_1	Persistencia de la brecha de la emisión monetaria
W_2	Elasticidad de la emisión monetaria a la tasa de interés de política monetaria (Efecto Liquidez)
W_3	Elasticidad de las expectativas cambiarias al rezago del tipo de cambio nominal
W_4	Persistencia de la brecha del medio circulante
W_5	Persistencia de la brecha de la oferta monetaria
W_6	Persistencia de la brecha del crédito bancario al sector privado
W_7	Elasticidad del crédito bancario al sector privado a la tasa de interés real
W_8	Elasticidad del crédito bancario al sector privado a la deuda interna
W_9	Elasticidad del crédito bancario al sector privado a los medios de pago
W_{10}	Elasticidad del crédito bancario al sector privado a la actividad económica interna

Parámetro	Definición
Y_1	Persistencia de la brecha de la deuda pública interna
Y_2	Persistencia de la brecha de la deuda pública externa
Y_3	Persistencia de la brecha de los ingresos tributarios
T_1	Persistencia de la tasa de crecimiento del producto potencial
T_2	Persistencia del componente tendencial del tipo de cambio real
T_3	Velocidad de convergencia de la inflación hacia su meta
T_4	Persistencia de la prima por plazo
T_5	Persistencia de la prima por riesgo país
T_6	Persistencia del componente tendencial de las RIN
A_1^*	Persistencia de la inflación externa
B_1^*	Persistencia de la tasa de interés nominal externa
C_1^*	Persistencia de la brecha de la demanda externa

A.4 Definiciones y valores de los estados estacionarios

Parámetro	Definición	Valor %
π	Meta de inflación	4.0
\bar{s}	Fluctuación permisible del tipo de cambio nominal	0.0
$\bar{\Delta}y$	Estado estacionario de la tasa de crecimiento económico interno	3.5
$\bar{\Delta}z_{ind}$	Estado estacionario de la depreciación del tipo de cambio real	-2.5
\bar{prem}	Estado estacionario de la prima por riesgo país	11.5
\bar{term}	Estado estacionario de la prima por plazo	7.0
$\bar{\pi}^*$	Estado estacionario de la inflación externa	1.5
\bar{R}^*	Estado estacionario de la tasa de interés real externa	0.0

A.5 Definiciones de los choques exógenos

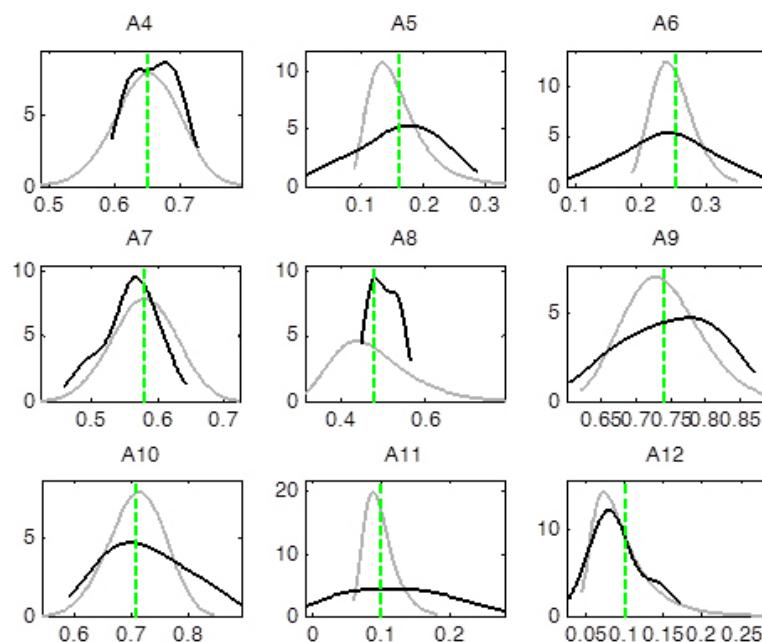
Choque	Definición
ε_t^y	Choque a la brecha del producto
ε_t^c	Choque a la brecha del consumo e inversión privados
ε_t^x	Choque a la brecha de las exportaciones totales
ε_t^g	Choque a la brecha del gasto público
ε_t^π	Choque a la Curva de Phillips
ε_t^{pet}	Choque a las variaciones en los precios internacionales del petróleo
$\varepsilon_t^{\pi^e}$	Choque a las expectativas de inflación trimestrales
$\varepsilon_t^{\pi^e_{interanual}}$	Choque a las expectativas de inflación interanuales
ε_t^i	Choque a la regla de tasa de interés
ε_t^{rin}	Choque a la regla de intervención cambiaria
ε_t^I	Choque a la curva de rendimientos
ε_t^{forex}	Choque a la paridad descubierta de tasas de interés
ε_t^s	Choque al tipo de cambio nominal
$\varepsilon_t^{\$}$	Choque a la brecha del tipo de cambio nominal
$\varepsilon_t^{s^e}$	Choque a las expectativas cambiarias
$\varepsilon_t^{\hat{z}}$	Choque a la brecha del tipo de cambio real

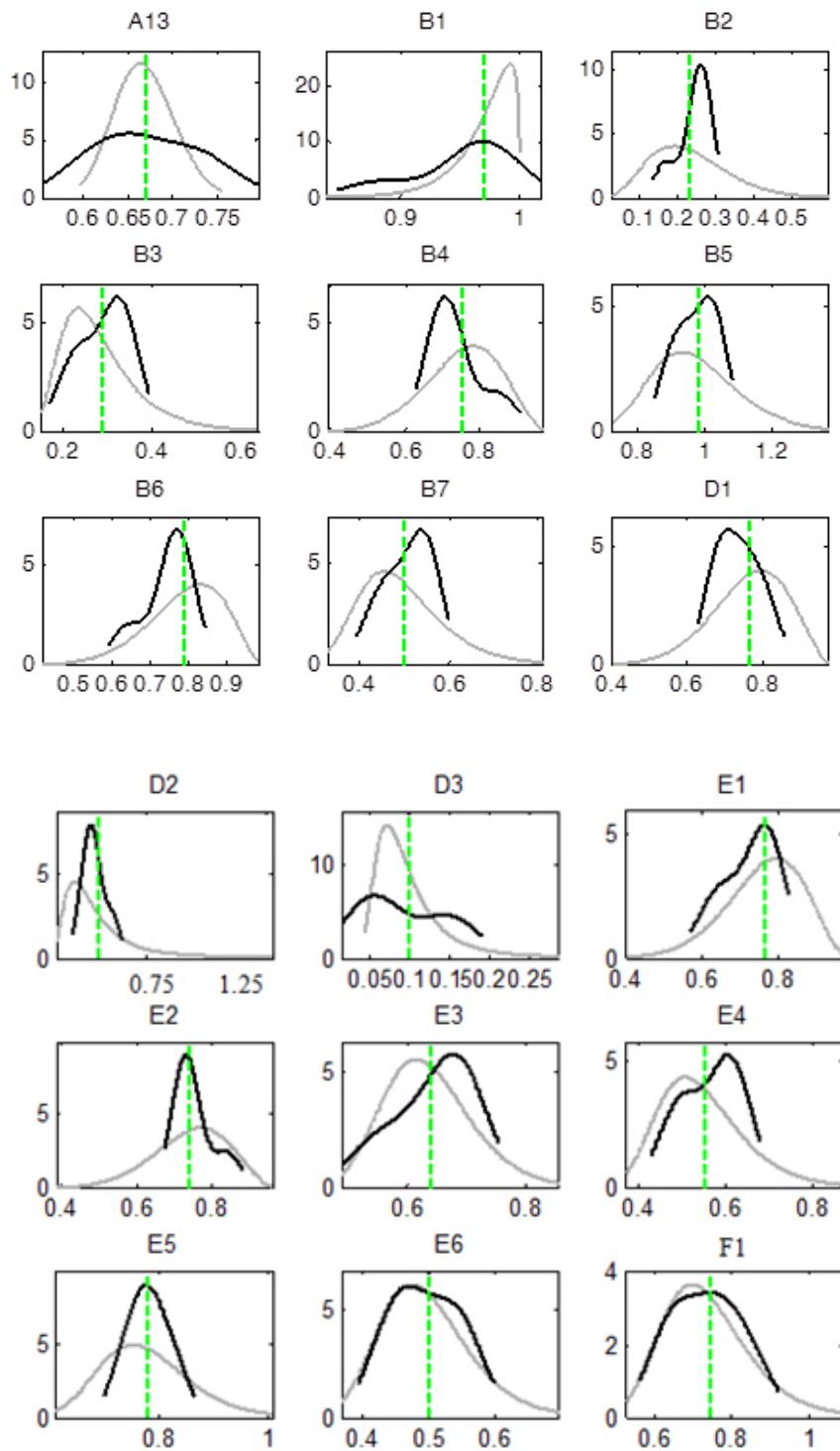
Choque	Definición
ε_t^{em}	Choque a la brecha de la emisión monetaria
$\varepsilon_t^{\widehat{m}}$	Choque a la brecha de la oferta monetaria total
ε_t^{cred}	Choque a la brecha del crédito bancario al sector privado
$\varepsilon_t^{\widehat{R}}$	Choque a la brecha de los ingresos tributarios
$\varepsilon_t^{\widehat{dI}}$	Choque a la brecha de la deuda pública interna
$\varepsilon_t^{\widehat{de}}$	Choque a la brecha de la deuda pública externa
ε_t^{rinind}	Choque a la tendencia de las reservas monetarias internacionales
ε_t^{Ayind}	Choque al producto potencial
$\varepsilon_t^{\Delta zind}$	Choque a las variaciones en la tendencia del tipo de cambio real
$\varepsilon_t^{\bar{\pi}}$	Choque a la meta de inflación
ε_t^{term}	Choque a la prima por plazo
ε_t^{prem}	Choque a la prima por riesgo país
$\varepsilon_t^{\pi^*}$	Choque a la inflación externa
$\varepsilon_t^{l^*}$	Choque a la tasa de interés externa nominal de largo plazo
$\varepsilon_t^{\bar{y}^*}$	Choque a la brecha del producto externo

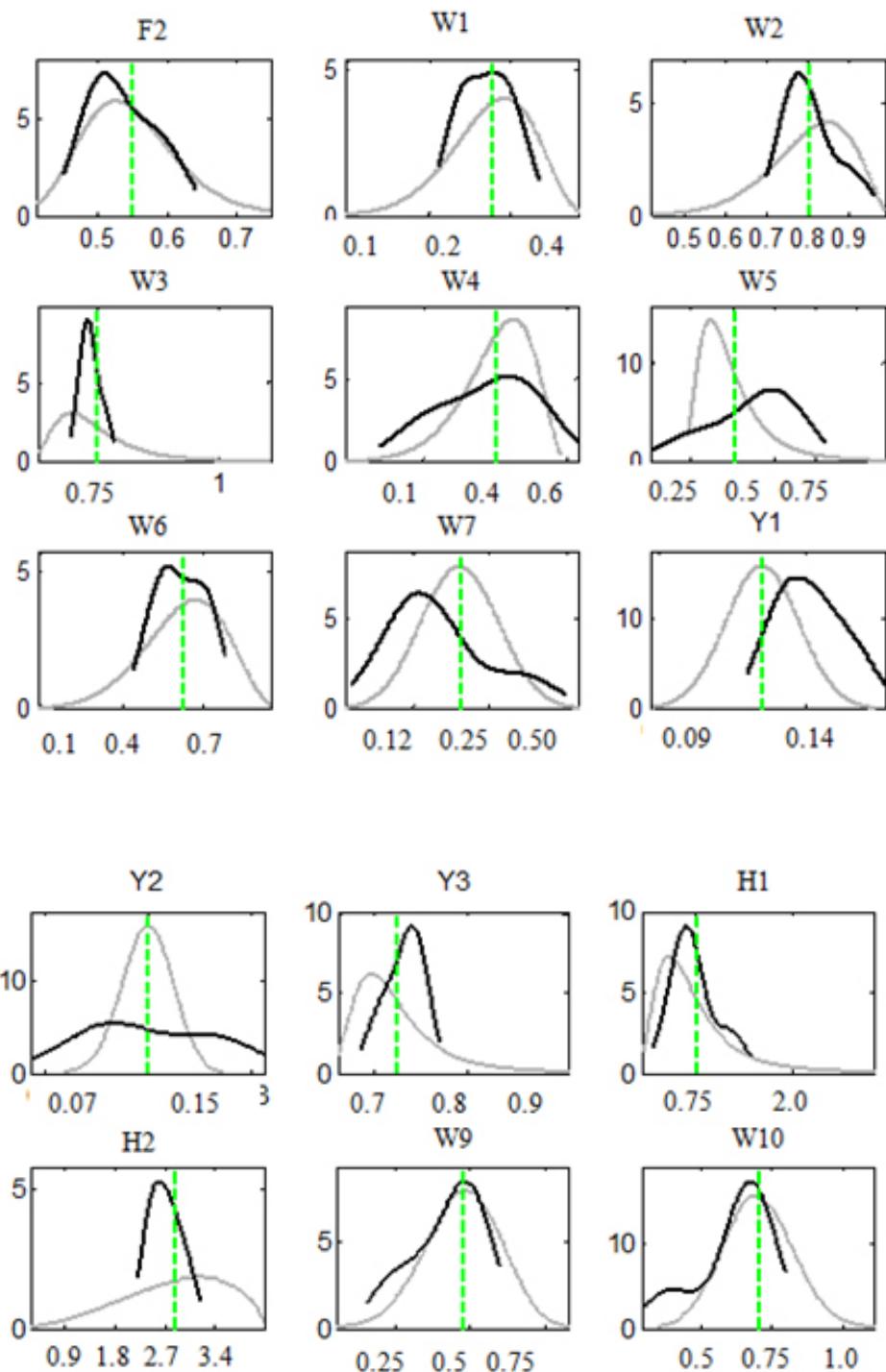
A.6 Distribuciones posteriores y parámetros bayesianos estimados

Las distribuciones a priori se identifican por medio de las líneas tenues, mientras que las distribuciones posteriores se identifican por medio de las líneas más oscuras. El valor

modal de la distribución posterior se indica por medio de la línea vertical.

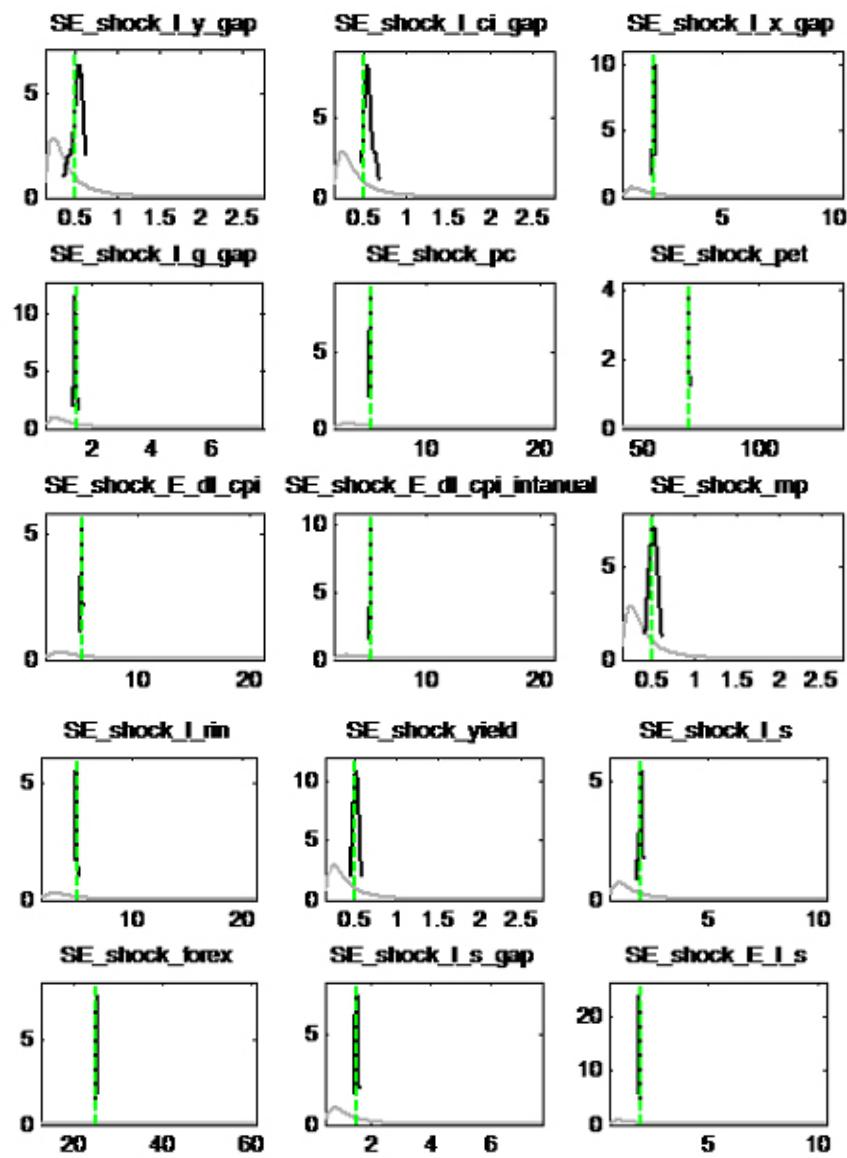


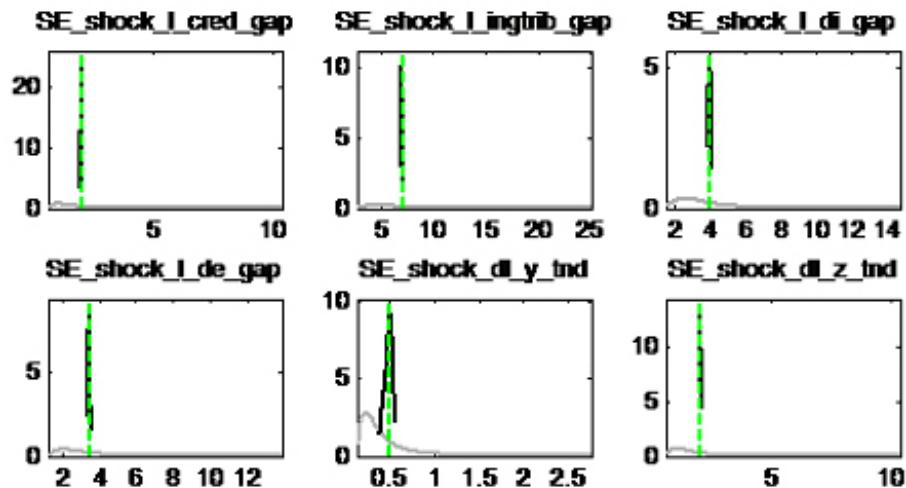




A.7 Distribuciones posteriores de los choques exógenos

Las distribuciones a priori se identifican por medio de las líneas tenues, mientras que las distribuciones posteriores se identifican por medio de las líneas más oscuras. El valor modal de la distribución posterior se indica por medio de la línea vertical.





Apéndice B

Condición Timbergen–AOKI⁴⁴

En la práctica los tomadores de decisiones están interesados no solamente en alcanzar un objetivo predeterminado, pero también en mantener las variables sujetas a meta, en trayectorias intertemporales que permitan continuar cumpliendo con la meta, una vez la misma es obtenida.⁴⁵ En este apartado se describirán las condiciones que requieren los tomadores de decisiones para que las variables objetivo, así como las condiciones de estado estacionario, sigan una trayectoria predeterminada o “controlable” a lo largo del tiempo. Debido a que ello requiere de la condición original de Tinbergen para la efectividad de la política económica, la condición que se deriva en el presente apartado puede

considerarse como una generalización de dicha condición para sistemas dinámicos.⁴⁶

Modelos Económicos Lineales

Control de resultados

Considerar el modelo macroeconómico que se describe en la ecuación (A1):

$$\begin{aligned} \dot{x} &= Ax + Bg \\ y &= Cx \end{aligned} \quad \left. \right\} \quad (A1)$$

Donde A y B son matrices de constantes reales de dimensión $n \times n$, mientras que C es una matriz de constantes reales de dimensión $m \times n$. El vector “x”, de dimensión n, es el vector de variables de estado, “g” es el vector de instrumentos (controles), y “y” es el vector de variables

⁴⁴ Este apartado se basa en: Aoki, Masanao (1975). *On a Generalization of Tinbergen's Condition in the Theory of Policy to Dynamic Models*. The Review of Economic Studies, Vol. 42, No. 2 (Abril 1975), pp. 293-296.

⁴⁵ Por ejemplo, los tomadores de decisiones están interesados no solamente, en alcanzar una meta de inflación o un nivel de reservas monetarias internacionales (RIN) predeterminado, pero también en mantener dichos valores/niveles para la inflación/RIN a lo largo del tiempo, una vez los mismos se han obtenido.

⁴⁶ La condición de Tinbergen para la efectividad de la política económica fue establecida formalmente en Tinbergen, J. (1963). *On the Theory of Economic Policy*, North-Holland. Dicha condición establece que para el logro efectivo de n objetivos, los tomadores de decisiones deben establecer un número equivalente (n) de instrumentos. Es decir, un instrumento para el logro de cada objetivo.

objetivo (metas) de política económica. Adicionalmente, se asume que el resultado del sistema es controlable,⁴⁷ lo cual requiere que el rango (rank) de la matriz de resultados sea completo (*full-rank*):

$$\text{Rango } (CB, CAB, \dots, CA^{n-1}B) = m \quad (\text{A2})$$

Por lo tanto, si el resultado de un sistema es controlable, dado cualquier vector constante de dimensión m , tal como f^d , existe un tiempo finito, T , y el vector de instrumentos $g(s)$, donde $0 \leq s \leq T$, tal que:

$$y(T) = f^d \quad (\text{A3})$$

Cabe indicar que muchos economistas no se dan cuenta que el valor f^d podría no ser mantenido invariable a lo largo de un intervalo de tiempo. Es decir, podría no existir un vector de instrumentos a lo largo del intervalo $[T, T+\delta]$, tal que:

$$y(t) = f^d, \quad T \leq t \leq T+\delta \quad (\text{A4})$$

para $\delta > 0$. De manera más general, la ecuación (2) no implica la existencia de un vector de instrumentos, tal que:

$$y(t) = f^d(t), \quad T \leq t \leq T+\delta \quad (\text{A5})$$

para $\delta > 0$, donde $f^d(t)$ es la trayectoria intertemporal deseada para las variables objetivo.

Control perfecto de resultados

Las condiciones para obtener los resultados descritos por las ecuaciones (A4) y (A5) han sido definidas previamente por la teoría de control óptimo.⁴⁸ Esas condiciones se denominan “control perfecto de resultados”. Cabe indicar que cuando el objetivo es una variable escalar, tal como $m=1$, las condiciones de control perfecto de resultados se reducen a lo establecido por la ecuación (A2).

Asumamos que $f^d(t)$ es la trayectoria intertemporal deseada del vector de variables objetivo. Por lo tanto, el vector de errores, cuando el vector de instrumentos es equivalente a g^0 , se define de la siguiente manera:

⁴⁷ Un sistema dinámico es controlable si es posible dirigir el sistema dinámico de un estado inicial arbitrario hacia un estado final arbitrario utilizando un conjunto de controles admisibles.

$$E(t; g^0) = f^d(t) - C\varphi(t; g^0, x^0, 0) \quad (\text{A6})$$

Donde:

$$\varphi(t; g^0, x^0, 0) = e^{At}x^0 + e^{At} \int_0^t e^{As}Bg^0(s)ds \quad (\text{A7})$$

Donde g^0 equivale a los valores históricos, a lo largo del tiempo, del vector de instrumentos. En este sentido, la pregunta que es necesario responder es la siguiente: para cualquier $\eta > 0$, y $\tau > 0$, ¿Existe un valor $\delta(\eta, \tau) > 0$ y $g(t)$ en el intervalo $T \leq t \leq T+\tau$, tal que $\|E(t; g)\| < \delta(\eta, \tau)$ en el intervalo $T \leq t \leq T+\tau$?⁴⁹

Asumamos en primer lugar que $D(t) = f^d(t) - Ce^{At}x^0$. Por lo tanto, si utilizamos el argumento “s” para definir la Transformación de Laplace, $E(t; g) = 0$, ello implica que:

$$D(s) = N(s)g(s), \text{ donde } N(s) = C(sI-A)^{-1}B \quad (\text{A8})$$

Si la matriz $N(s)$, de dimensión $m \times r$, tiene un rango m , entonces existe $g(s)$ que satisface la ecuación (A8), el cual se define de la siguiente forma: $g(s) = N^T(s)[N(s)N(s)^T]^{-1}D(s)$. Por lo tanto, el rango $N = m$ si y solo si, el rango M_n de la ecuación (9) es igual a mn .

Prueba. El rango de N es igual a m , si y solo si, no existe un vector de fila de dimensión m , denominado $K(s)$, tal que $K(s)N(s) \equiv 0$. Dado que $N(s)$ es racional en s , sin pérdida de generalidad podemos asumir que $K(s)$ es de la siguiente forma: $K_0 + K_{1s} + \dots + K_{qs}s^{q-1}$, para cualquier valor de q . De la ecuación (8) se deduce la existencia de una expresión $K(s)$, tal que $K(s)D(s) = 0$. En este sentido, $D(t)$ satisface una ecuación diferencial de la siguiente forma: $K_q D_{(q-1)}(t) + \dots + K_0 D(t) \equiv 0$. Por lo tanto, al expresar las derivadas de D en términos equivalentes a las de $g(s)$, se observa que la expresión $K(s)$ no existe, si y solo si, el rango de M_q es igual a mq , donde M_q se define análogamente a M_n . Por consiguiente, rango $M_q = \text{rango } M_n = mn$, para $q \geq n$.

Proposición 1. $C(sI-A)^{-1}B$ es de rango m , si y solo si, la matriz M_n es de rango mn , donde la matriz M_n de dimensión $mn \times (2n-1)r$ se define de la siguiente manera:

⁴⁸ Ver Basile y Marro (1971), y Brockett y Mesarovic (1965).

⁴⁹ Dónde $\| \cdot \|$ es una norma apropiadamente definida, por ejemplo: $E(g) = \max_{0 \leq k \leq n} \sup_{0 \leq t \leq \infty} |E^{(k)}(t; g)|$

$$M_n = \begin{bmatrix} CB & CAB & \cdots & \cdots & CA^{2n-2}B \\ \ddots & \ddots & \cdots & \cdots & CA^{2n-3}B \\ 0 & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & CB & CAB & \cdots & CA^{n-1}B \end{bmatrix} \quad (A9)$$

Corolario 1. Si el rango $M_n = mn$ entonces el modelo macroeconómico que se describe en la ecuación (A1) tiene un resultado controlable.

Corolario 2. El modelo macroeconómico que se describe en la ecuación (A1) tiene un resultado perfectamente controlable solamente si $m \leq (2 - 1/n)r$, o solamente si el número de variables objetivo es menor que o igual al número de instrumentos.

Por lo tanto, cuando los tomadores de decisiones desean establecer una trayectoria intertemporal para las variables objetivo (meta), se requiere que el número de instrumentos establecidos para el logro de dichos objetivos, sea mayor o igual al número de variables objetivo.

El ciclo político-económico en Guatemala durante la época democrática 1986-2011: Implicaciones para la política monetaria, fiscal y cambiaria

*Herberth Solórzano Somoza
Juan Antonio Ibáñez Reyes*

Resumen

Durante los últimos años ha crecido el interés en la economía política de la macroeconomía y de las políticas públicas. Ciertamente, en contraste con la visión tradicional que dicta que las políticas de gobierno intentan estabilizar la macroeconomía, la atención se ha volcado hacia los posibles incentivos políticos que tienen los gobiernos para incrementar sus posibilidades de reelección a través de la generación de ciclos político-económicos. Es obvio que las autoridades económicas pueden controlar, ya sea en forma total o parcial, las variables monetarias, fiscales y cambiarias de un país y, por lo tanto, resulta relevante investigar estas relaciones para el caso de Guatemala. En este contexto, el objetivo general de este estudio es verificar la existencia de ciclos políticamente motivados en Guatemala y, examinar si se ha dado o no, la utilización de alguna de esas variables antes de las elecciones durante el período 1986-2011. En particular, este trabajo busca determinar la pertinencia para la economía guatemalteca de la literatura reciente sobre el ciclo político-económico y sus dos variantes más importantes: el ciclo político presupuestal y el ciclo político del tipo de cambio. Adicionalmente, se ofrece una revisión del marco teórico usado y sus principales corrientes, así como la evidencia empírica realizada en este campo. Esto se combina con una discusión acerca de las principales implicaciones de estos diferentes modelos para el análisis de la política macroeconómica en Guatemala desde 1986, lo que se considera como la era democrática del país. Uno de los aportes más relevantes del presente estudio es que permite analizar el comportamiento de variables macroeconómicas

monetarias, cambiarias y fiscales durante los últimos 25 años, considerando un contexto más integral que incluye el elemento político, lo cual constituye un marco analítico más completo que pueden utilizar los encargados de la ejecución de la política económica. Finalmente, se discuten los resultados obtenidos y se sugieren posibles líneas de investigación futura.

1. Introducción

Al menos en economía política, muy pocos conceptos son tan conocidos o han generado tanto debate dentro de la comunidad académica, como el del ciclo político económico (en adelante, CPE). El alcance del debate refleja los resultados mixtos de la evidencia empírica que se han encontrado, aunque la intensidad del debate ha provenido del reto que hacen las formulaciones tradicionales de la teoría del CPE al supuesto favorito de los economistas – la racionalidad de los agentes. Esto a su vez va en línea con los roles que han jugado los macroeconomistas y los politólogos en las contribuciones originales al análisis del CPE (Drazen, 2000; Keech, 1995; Paldam, 1997).

Ciertamente, durante los últimos años ha crecido el interés en la economía política de la macroeconomía y de las políticas públicas, particularmente, en los países emergentes y en desarrollo. En contraste con la visión tradicional que dicta que las políticas de gobierno intentan estabilizar la macroeconomía, la atención se ha volcado hacia los posibles incentivos políticos de los gobiernos para incrementar sus posibilidades de reelección a través de la generación de CPEs.

La idea básica se fundamenta sobre el supuesto político de que, condiciones económicas favorables antes de las elecciones, ayudan a las autoridades políticas de turno a ser reelegidas. También se apoya sobre el supuesto macroeconómico de la curva de Phillips, que muestra el *trade-off* entre inflación y desempleo, la cual es mucho más plana en el corto plazo que en el largo plazo. Como resultado de lo anterior, una oportuna expansión antes de la elección podría resultar, primordialmente, en un aumento del producto y una disminución del desempleo justo antes del día de las elecciones y, consecuentemente, podría postergar sin peligro el efecto inflacionario para después de las elecciones (Willett y Keil, 2003).

Adicionalmente, la literatura del CPE ha desarrollado dos nuevas vertientes del CPE: el ciclo político presupuestal (en adelante, CPP) y el ciclo político del tipo de cambio (en adelante, CPTC). El ciclo político presupuestal (CPP) enfatiza el papel de los instrumentos de política fiscal y su utilización por gobernantes y/o partidos políticos oportunistas para incrementar sus probabilidades de permanecer en el poder (Gámez e Ibarra-Yúnez, 2009). De acuerdo a Shi y Svensson (2002), el ciclo político presupuestal es la fluctuación periódica en las políticas fiscales del gobierno, inducidas por el calendario electoral.

Por su parte, los modelos de economía política que explícitamente consideran las posibles trayectorias del tipo de cambio nominal y real cerca de las elecciones (CPTC), proporcionan diferentes racionalidades para explicar un factor estilizado: las variaciones del tipo de cambio nominal y real tienden a ser más pequeñas justo antes de las elecciones (o la moneda doméstica tiende a apreciarse) de lo que tienden a ser inmediatamente después de una elección (cuando la moneda doméstica tiende a depreciarse más rápidamente, en términos nominales y reales) (Aboal, Lorenzo y Rius, 2000).

En este contexto, este trabajo busca determinar la pertinencia para la economía guatemalteca de la literatura reciente sobre el ciclo político-económico y sus dos variantes más importantes. Obviamente, esta tarea es sumamente complicada. Sin embargo, para abordar ordenadamente estas cuestiones, en la primera parte de este documento se hace una revisión de la literatura de los tres modelos y sus principales corrientes, así como la evidencia empírica realizada en este campo. Seguidamente, en el segundo capítulo, se proporciona una breve discusión

sobre las especificaciones alternativas para someter a prueba la existencia de ciclos políticos y se procede a confrontar los hechos estilizados y las predicciones de los distintos modelos con datos para Guatemala desde 1986. Uno de los aportes más relevantes del presente estudio, es que permite analizar el comportamiento de variables macroeconómicas monetarias, cambiarias y fiscales durante los últimos 25 años, considerando un contexto más integral que incluye el elemento político, lo cual constituye un mejor marco analítico para los encargados de la ejecución de la política económica. Finalmente, se discuten los resultados obtenidos y se sugieren para posibles líneas de investigación futura.

2. Ciclos político-económicos

2.1. Revisión de la literatura

2.1.1. Ciclo político-económico (CPE)

Los CPE son ciclos en las variables macroeconómicas –producto, desempleo, inflación– inducidos por el ciclo electoral. Las preguntas clave que se abordan en la literatura incluyen a las siguientes: ¿proporcionan los datos evidencia sobre dichos ciclos?, ¿cuáles son los mecanismos que conllevan a dichos ciclos?, ¿qué implican estos ciclos sobre el comportamiento del votante?, entre otras. (Drazen, 2008a).

En esta categoría, existen dos tipos básicos de modelos: oportunistas y partidarios. Los CPE oportunistas son expansiones en la actividad económica que se realizan antes de una elección y que son inducidas por las autoridades de turno con el fin de aumentar sus posibilidades de reelección. Por su parte, los CPE partidarios son fluctuaciones en las variables macroeconómicas durante o entre los ciclos electorales y que son motivados por los objetivos de política que tienen los diferentes líderes de los partidos políticos.

2.1.1.1. Modelo oportunista

Los modelos formales de CPE oportunista comenzaron a aparecer a mediados de los setentas, de los cuales el más influyente fue el de Nordhaus (1975). La estructura de la economía es resumida a una curva de *Phillips* con pendiente negativa, que produce un *trade-off* entre el desempleo e inflación. Las expectativas de inflación se forman de manera adaptativa, sobre la base de la inflación observada en el pasado. Los votantes, los cuales

son idénticos, toman sus decisiones respecto al voto con base en los resultados de inflación y desempleo. Adicionalmente, los votantes prefieren un desempleo bajo y una inflación baja, pero, al evaluar a las autoridades de turno que buscan reelección con base en el desempeño macroeconómico, tienen memoria de corto plazo y no son perfectamente prospectivos. Los encargados de política de turno, no tienen preferencias específicas sobre la inflación o el desempleo *per se*, sino que únicamente les interesa la reelección. El lento ajuste de las expectativas de inflación a la estimulación económica, combinado con votantes miopes, permite al político oportunista de turno manipular los patrones del ritmo y sincronización de la macroeconomía para su beneficio electoral. El político estimula la economía antes de la elección para reducir el desempleo, con un costo inflacionario de dicha política que será percibido únicamente después.

Según Drazen (2008a), el modelo básico oportunista podría representarse como sigue. El objetivo del encargado de política es el de maximizar su probabilidad de reelección, en donde el comportamiento de los votantes es retrospectivo, en el sentido de que depende de su desempeño macroeconómico pasado. El desempeño económico en un período es medido por el comportamiento de la inflación presente π_t y del desempleo U_t , por lo que la insatisfacción del votante en cualquier período puede representarse por una función de pérdidas, la cual es creciente en estas dos variables. Consideremos, por simplicidad que:

$$L(U_t, \pi_t) = U_t + \theta \frac{(\pi_t)^2}{2} \quad (1)$$

en donde θ es el peso relativo que el electorado le da a las desviaciones de la inflación respecto al desempleo y en donde (por simplicidad de la explicación) se asume que la inflación preferida por el votante representativo es cero.

Posteriormente, uno puede imponer una función de votación retrospectiva para una elección al final del período t , de la forma:

$$V_t = \varphi \left(\sum_{s=0}^{T-1} \gamma(s) L(U_{t-s}, \pi_{t-s}) \right) \quad (2)$$

que genera el número de votos V_t que recibe la autoridad de turno que busca la reelección, como una función decreciente de las pérdidas de los resultados económicos ($\varphi' < 0$). El período de tiempo entre elecciones es T períodos y $\gamma(s)$ es el peso relativo que los votantes le dan a una pérdida

s períodos en el pasado. Se asume que $\gamma(s)$ es decreciente en s , es decir, que los resultados económicos del pasado tienen un efecto menor en los votos en el período t , en la medida en que ha transcurrido más tiempo. Si $\gamma(s)$ decrece rápidamente en s , los eventos muy recientes tienen una ponderación más alta. En el caso extremo, si $\gamma(s)=0$ para $s>0$, entonces únicamente los resultados económicos en el año de las elecciones afectan el voto. Uno pudiera agregar un elemento estocástico para permitir la posibilidad de que una autoridad de turno pierda las elecciones, sin embargo, el mecanismo electoral no está más especificado que lo anteriormente expuesto.

En el modelo de Nordhaus (1975; 1989), la estructura de la economía se resume en una curva de *Phillips* aumentada que relaciona, por un lado, la diferencia entre la tasa de desempleo actual y la tasa de natural U_t^N y, por el otro, la de la inflación actual y la inflación esperada π_t^e :

$$U_t = U_t^N - (\pi_t - \pi_t^e) \quad (3)$$

Para cerrar el modelo uno debe de especificar como se forman las expectativas. En este contexto, es crucial para los principales resultados del modelo anteriormente descrito, que la construcción de las mismas sea de cierta forma retrospectiva, de manera que la política inflacionaria en un período de elecciones no sea completamente anticipada y pueda, por lo tanto, disminuir la tasa de desempleo. La formulación estándar de una determinación adaptativa de la inflación esperada es:

$$\pi_t^e = \pi_{t-1} + \alpha(\pi_{t-1}^e - \pi_{t-1}) \quad (4)$$

en donde α es un coeficiente entre 0 y 1 que representa la velocidad con la que la inflación esperada se adapta a errores pasados en las expectativas. Esto podría resolverse para que π_t^e fuera una suma ponderada decreciente de las inflaciones pasadas.

Este sistema de cuatro ecuaciones puede entonces solucionarse para el desempleo y la inflación durante el ciclo electoral. Cuando los votantes tienen memoria de corto plazo ($\gamma(s)$ es pequeña para $s>0$) un CPE surgirá siempre que la autoridad de turno quiera maximizar sus probabilidades de reelección. En el período inmediato después de la elección, el gobierno ingenia una recesión a través de una política monetaria contractiva para reducir las expectativas inflacionarias. La autoridad de turno mantiene

la actividad económica baja para mantener la inflación esperada también baja, hasta justo antes de la siguiente elección, con lo que una determinada tasa de crecimiento (inducida por una política monetaria no anticipada) puede obtenerse a una tasa de inflación relativamente baja. El gobierno entonces estimula la economía por medio de una política monetaria expansiva, con la consecuente caída del desempleo debido al alto crecimiento no anticipado de la oferta monetaria. Los niveles de la expansión monetaria y del desempleo son aquellos que maximizan la satisfacción del votante en las elecciones del período. En el siguiente ciclo electoral, se repite el mismo comportamiento, con una contracción monetaria con el fin de reducir las expectativas inflacionarias. Por lo tanto, la posibilidad de influenciar la probabilidad de la reelección, combinada con la estructura de la economía, resulta en un ciclo de la actividad económica el cual no podría darse con un gobierno planificador con un horizonte infinito. Por consiguiente, el CPE induce un ciclo en la actividad económica y en la inflación (Willett y Keil, 2003).

Aunque estos modelos capturan en gran parte el incentivo de los encargados (oportunistas) de política para manipular el ciclo macroeconómico, también han recibido un número significativo de críticas conceptuales y empíricas (Drazen, 2008a). Primero, las autoridades de turno que van por la reelección no controlan la política monetaria en países con bancos centrales independientes. Sin embargo, existe evidencia que los bancos centrales nominalmente independientes, usualmente acomodan las presiones del poder ejecutivo a la política monetaria durante los años de las elecciones para prevenir fuertes movimientos en las tasas de interés.¹ Por lo tanto, la política monetaria motivada políticamente en un año de elecciones podría ser una buena aproximación de la realidad.

Segundo, uno podría cuestionar si los votantes son realmente tan poco sofisticados como el modelo lo asume, tanto en la forma como construyen sus expectativas de inflación como en la manera en que evalúan el desempeño del gobierno. Los votantes se dan cuenta que la economía del año electoral podría ser utilizada para ganar sus votos y, consecuentemente, podrían ser escépticos a cambios en las condiciones económicas en los meses antes de una elección. Más formalmente, sus expectativas de inflación

deberían de tomar en cuenta la posibilidad de una expansión monetaria en el año electoral (la cual anularía sus efectos ya que sería anticipada). Una visión intermedia es que los votantes tienen información imperfecta acerca de las causas de las fluctuaciones económicas y, por lo tanto, toman el buen desempeño de ciertas variables macroeconómicas como un indicador de la capacidad de las autoridades de turno. Consecuentemente, las personas votan a favor de las autoridades de turno cuando los tiempos son buenos en términos de condiciones económicas, lo que sería consistente con la racionalidad de los votantes bajo el supuesto de información imperfecta. Esto ha sido argumentado por Nordhaus (1989) y se ha formalizado utilizando modelos de señalización por Drazen (2008a).

2.1.1.2. Modelo partidario

En los modelos partidarios, los ciclos son inducidos por las diferencias entre los partidos políticos respecto a sus ideologías y a sus objetivos económicos. El modelo partidario básico se debe a Hibbs (1977) y está basado en las diferentes preferencias sobre la inflación y el desempleo entre partidos. Se reemplaza la función de pérdidas de los votantes (1) con una que represente las preferencias de un partido *j*, por ejemplo:

$$L^j(U_t, \pi_t) = \frac{(U_t - \tilde{U}^j)^2}{2} + \theta^j \frac{(\pi_t - \tilde{\pi}^j)^2}{2} \quad (5)$$

en donde $\tilde{\pi}^j$ es la meta de inflación del partido *j*, \tilde{U}^j es la tasa de desempleo objetivo y θ^j es el peso que el partido *j* le da a las desviaciones de la inflación meta con relación a las desviaciones de la tasa de desempleo objetivo. Los dos partidos, digamos un partido de derecha *D* y un partido de izquierda *L*, son caracterizados, por $\tilde{U}^L \leq \tilde{U}^D$, $\theta^L \leq \theta^D$ y $\tilde{\pi}^L \geq \tilde{\pi}^D$. Por lo tanto, el partido de izquierda perseguiría una política monetaria más expansiva durante su término. Utilizando la misma especificación de la relación entre el desempleo y la inflación como en la ecuación (3) y una especificación similar a las expectativas adaptativas (4), uno podría derivar un ciclo en el que el nivel de la actividad económica y la inflación varían de acuerdo a la ideología de la autoridad de turno.

2.1.1.3. Votantes racionales

Los primeros modelos, en ambas categorías de la literatura, fueron criticados por la forma en que se modelaron las

¹ Se puede consultar a Woolley (1984) para la evidencia del caso de los Estados Unidos.

expectativas, ya que por su naturaleza retrospectiva esto era crucial para algunos de sus resultados. Por lo tanto, en ambos tipos de modelos, el enfoque se ha ido trasladando a modelos en los que los votantes forman sus expectativas racionalmente, con la nueva búsqueda sobre si los ciclos políticos presupuestales (CPP) aún existirían con votantes racionales y prospectivos (Drazen, 2008b).

En el contexto de un CPE oportunista, el argumento principal es que alguna característica no es observable y que, el problema de inferencia de los votantes sobre un tipo de autoridad de turno, implicaría que es óptimo darle el voto a la autoridad de turno cuando las condiciones económicas son favorables. Una de las características no observables más importantes es la capacidad de las autoridades de turno. Más capacidad por parte de los encargados de política produce mejores resultados y además persiste durante el tiempo. Por lo tanto, buenos resultados económicos antes de la elección, podrían mandar la señal de que los encargados de política de turno están mejor capacitados en relación a los otros aspirantes, quienes no pueden mandar ninguna señal. Por consiguiente, como la capacidad no puede ser observada directamente, podría ser óptimo para los votantes favorecer a las autoridades de turno con su voto, si se viven condiciones económicas más favorables (Drazen, 2008a).

Este argumento podría formalizarse en un marco de información imperfecta. Los primeros modelos formales de CPP fueron elaborados por Rogoff (1990). Persson y Tabellini (1990) y Lhomann (1998) presentan modelos similares de la habilidad inobservable del encargado de política, aplicados a ciclos en la actividad económica. Una tasa de crecimiento alta antes de las elecciones, manda la señal de buena capacidad de las autoridades de turno, es decir, una capacidad mayor que la de sus contrincantes políticos. Debido a que la capacidad tiene un componente permanente, los votantes esperan un mejor desempeño económico por parte de las autoridades de turno en comparación con la que podrían esperar por parte los otros aspirantes, incluso después de la elección y, por lo tanto, el electorado las beneficiaría con su voto.

Alesina (1987) introdujo las expectativas racionales al modelo partidario original de Hibbs para que las fluctuaciones en la inflación y el desempleo sean impulsadas por las diferencias partidarias en combinación con la incertidumbre acerca de los resultados de las

elecciones. Una elección muy cerrada implicaría el tipo de fluctuación que Hibbs encontró, pero esto se debe a que la política monetaria expansiva de un encargado de política de izquierda (por ejemplo) no es completamente anticipada antes de una elección y, por lo tanto, conllevaría a una caída en el desempleo después de la elección. Una diferencia clave respecto al modelo de Hibbs es que cualquier efecto sobre el desempleo ya no estará presente después de que se ajusten las expectativas de inflación. Por lo tanto, los efectos sobre el desempleo se concentrarían al principio del período del ganador y desaparecerían a finales, una vez se conozcan las preferencias del ganador.

2.1.2. Ciclo político presupuestal (CPP)

Los CPPs son ciclos que se generan en algún componente del presupuesto del gobierno y que son inducidos por el ciclo electoral. Más específicamente, el término se refiere usualmente a un incremento en el gasto de gobierno o en el déficit o una disminución en los impuestos (incluyendo cambios relativos a las tendencias de largo plazo) en un año electoral, los cuales se perciben como motivados por el deseo de la autoridad política de turno de buscar su reelección o la de su partido. Aunque los CPPs podrían verse como únicamente un tipo de CPE en las variables macroeconómicas, la mayoría de las investigaciones sobre CPEs, ahora se enfoca en los ciclos presupuestales y es importante estudiarlos de forma independiente de los CPE. El cambio en el énfasis de estudio se debe en parte a la falta de evidencia empírica contundente sobre la existencia de CPEs en muchos países (Drazen, 2008b).

En contraste con la literatura sobre CPE, en donde el desarrollo formal de los modelos precedió a los estudios empíricos, mucha de la investigación empírica acerca de los CPPs no se basa sobre modelos explícitos, sino en argumentos más conceptuales y en el desarrollo de modelos formales sofisticados para mostrar cómo la existencia de ciclos puede ser consistente con el supuesto de votantes racionales. En este apartado se revisan primero los conceptos básicos y luego los modelos formales, para posteriormente considerar los resultados empíricos.

2.1.2.1. Argumentos conceptuales básicos

Según Drazen (2008b) existen dos visiones principales, aunque contradictorias, sobre la manipulación fiscal preelectoral. Una indica que se podría esperar que los

políticos entraran en dicha manipulación, la cual es sustentada en el simple argumento que señala que los votantes prefieren impuestos bajos y un elevado gasto de gobierno y que estarían dispuestos a votar por las autoridades políticas de turno que las proporcionen. Por lo tanto, las autoridades oportunistas utilizaran políticas fiscales expansivas antes de las elecciones para incrementar así sus probabilidades de reelección.

Sin embargo, este simple argumento es inconsistente con el supuesto de votantes racionales prospectivos, los cuales están conscientes de las restricciones presupuestarias tanto presentes como intertemporales. Ya que las trayectorias de los impuestos y de los gastos de gobierno implícitas en el déficit de los años electorales son presumiblemente costosas, a los votantes les debería de disgustar los déficit en general y, en particular, aquellos que parecen ser motivados por incentivos políticos. Por lo tanto, no deberían de premiar a las autoridades que entran en este tipo de manipulación en los años de elecciones. Por otra parte, la visión alternativa es la que dice que los votantes (especialmente en los países desarrollados) son “fiscalmente conservadores” y que castigan, en lugar de premiar, la manipulación fiscal. La evidencia que se discute más adelante sugiere que este es el caso de los países industrializados con democracias bien establecidas.

Un segundo argumento es que si los votantes responden a buenas condiciones económicas, es decir, si es más probable que bajo buenas condiciones económicas voten por las autoridades que buscan reelegirse. Al respecto, las autoridades utilizarán política fiscal expansiva para manipular los resultados macroeconómicos y proporcionar un crecimiento económico más alto. Consecuentemente, la política fiscal expansiva ayudaría a los políticos de turno en sus prospectos de reelección. Sin embargo, incluso si las condiciones económicas incrementan las posibilidades de los políticos de turno de reelegirse, no está claro que manipulación fiscal será efectiva –los políticos podrían tener una capacidad limitada de afectar exitosamente la economía, debido a una falta de capacidad técnica para medir el tiempo exacto de la expansión lo suficientemente antes de las elecciones y porque, como se ha mencionado anteriormente, los votantes racionales y bien informados no deberían de apoyar dichas políticas.

Un argumento más sofisticado sobre porqué los votantes racionales podrían responder a expansiones fiscales pre-electorales es que ellos tienen información imperfecta

acerca de las habilidades de los candidatos o sobre el ambiente o cualquier otra característica que los votantes pudieran valorar y que fuera efectiva para ganar votos. Esto fue formalizado por Rogoff (1990).

Una alternativa es que, si los votantes ciertamente castigan los resultados fiscales de los años electorales o si el gasto se incrementa (como lo indican los datos de los países desarrollados (Drazen, 2008b)), la manipulación electoral toma la forma de variaciones en la composición del presupuesto, en lugar de variaciones a nivel del presupuesto general o del déficit presupuestal. También podría traducirse en incrementos en el gasto que los votantes favorecen a costa de aquellos tipos de gasto que los votantes podrían pensar que les gustan menos (o que son menos visibles), o la forma de gastos que van dirigidos a ciertos votantes a costa de otros grupos de votantes que son vistos como menos valiosos electoralmente hablando.

2.1.3. Ciclo político del tipo de cambio (CPTC)

Tradicionalmente, la mayoría de trabajos teóricos y empíricos sobre los CPE se han enfocado en la política monetaria o en la política fiscal. Por mucho tiempo, la literatura ha ignorado la política cambiaria como un instrumento adicional que podría incrementar las posibilidades de reelección de una autoridad de turno (Setzer, 2006).

Los modelos de economía política que explícitamente consideran las posibles trayectorias del tipo de cambio (nominal y real) cerca de las elecciones (CPTC), proporcionan diferentes rationalidades para explicar un factor estilizado: las variaciones del tipo de cambio nominal y real tienden a ser más pequeñas justo antes de las elecciones (o la moneda doméstica tiende a apreciarse) de lo que tienden a ser inmediatamente después de una elección (cuando la moneda doméstica tiende a depreciarse más rápidamente, en términos nominales y reales).

Los mecanismos que producen CPTCs en los recientes modelos de economía política, son de tres tipos: oportunista, partidario y los que derivan de diferentes niveles de competencia de los encargados de política. En el contexto de estos modelos, los ciclos oportunistas son aquellos inducidos por las políticas que no son óptimas dado el tipo de político que se encuentre en el poder. Es decir, la política y el ciclo del tipo de cambio es una

consecuencia simplemente del deseo del político de ser reelegido, porque el mismo político escogería una política distinta en un contexto que no fuera el de elecciones. Por otra parte, el ciclo partidario no requiere que el político se desvíe de su política preferida. Ciertamente, es el desvío de las preferencias entre dos tipos de encargados de política o partidos políticos lo que hace posible las fluctuaciones del tipo de cambio. Finalmente, algunos modelos producen trayectorias del tipo de cambio como las descritas anteriormente cuando existe un cambio de gobierno y las diferencias en las capacidades de los políticos producen los resultados macroeconómicos deseados a través de un número limitado de instrumentos de política (Setzer, 2006).

Si nos enfocamos en el ciclo oportunista, todos los modelos analizados predicen la misma trayectoria del tipo de cambio nominal en los períodos pre-electorales y post-electorales: existe una apreciación de la moneda antes de las elecciones y lo sigue una depreciación después de las mismas (Aboal, Lorenzo y Rius, 2000).

En cuanto al tipo de cambio real, varios estudios señalan que éste sigue un patrón similar. Stein y Streb (1998) asumen que la paridad del poder de compra se cumple y, por lo tanto, el tipo de cambio real permanece invariante. En Assael y Larraín (1994), únicamente un ciclo oportunista es posible, pero existe una variedad de trayectorias del tipo de cambio nominal y real alrededor de las elecciones, dependiendo de los parámetros estructurales del modelo y los supuestos acerca de la función de votación. Sin embargo, se señala que esta sería la evolución del tipo de cambio, asumiendo valores de los parámetros que son razonables para una economía pequeña y abierta.

En Stein y Streb (1998) y Ghezzi, Stein y Streb (2005), también un político oportunista competente o incompetente, puede causar un CPTC. El tipo de político que causa estos ciclos, depende del tipo de asimetría de información supuesto. También se menciona la posibilidad de incorporar incertidumbre en el resultado de la elección. Esta posibilidad no es trivial desde el punto de vista del análisis empírico, ya que en ese caso, una apreciación del tipo de cambio antes de la elección y, posteriormente una depreciación, no necesariamente implica que los políticos actúan de manera oportunista.

Según Aboal, Lorenzo y Rius (2000), estos modelos utilizan al tipo de cambio como señoreaje de la siguiente forma. Una depreciación más fuerte implica una tasa de interés nominal más alta, lo que implica un costo más alto para los consumidores, los cuales necesitan efectivo para llevar a cabo su consumo. Este costo más elevado es una transferencia de los consumidores al gobierno, ya que sería similar al costo que tendría el gobierno si hubiese contratado deuda, pero que no tiene porque los consumidores aceptaron un activo que no paga intereses. Los políticos competentes requieren de menores cantidades de recursos y una depreciación (señoreaje) más pequeño para proporcionar cierta cantidad de bienes públicos, lo que mejora el bienestar de los consumidores. Por esta razón, los políticos oportunistas incompetentes reducen el ritmo de depreciación que ellos preferirían, con el fin de aparentar ser un político competente. Entonces, cuando ganan las elecciones tienen la necesidad de devaluar para pagar las deudas que adquirieron antes de la elección.

Finalmente, existen algunas críticas sobre la existencia de los CPTC. Dos de las más mencionadas en contra de los CPTCs, una de ellas similar a la de los CPEs, y es que los bancos centrales cada vez son más independientes. La otra señala que la creciente integración financiera internacional previene a los gobiernos de distorsionar la economía doméstica a través de políticas monetarias o cambiarias. No obstante, existen economistas que rebaten las anteriores críticas (Assael y Larraín, 1994; Aboal, Lorenzo y Rius, 2000; Setzer, 2006; Vitale, 2003). En términos de la independencia del banco central, incluso en países europeos con un alto grado de independencia, los gobiernos han retenido el control de la política cambiaria.² Esto significa que el ministro de finanzas es el único responsable de intervenciones en el mercado cambiario, mientras que el banco central actúa solamente como un agente (Vitale, 2003). Como resultado, cuando se ajusta un tipo de cambio fijo, se amplía la banda de flotación o simplemente se incrementa la tasa de depreciación de un régimen de tipo de cambio móvil, se podría estar buscando modificar el comportamiento del tipo de cambio incluso en contra de los deseos del banco central. Es cierto que en los casos en que los encargados de política cambiaria

² De acuerdo a Beblavy (2002) una rara excepción fue Eslovaquia, antes de que este país adoptara el euro en 2009.

y los encargados de la política monetaria son autoridades distintas, únicamente se puede ser consistente en la política cambiaria si se es consistente con las decisiones de política monetaria, sin embargo, el supuesto de que los bancos centrales operan independientemente de las autoridades electas no es del todo realista para algunos economistas (Freeman et al., 1999), al menos para los países en desarrollo.

El segundo argumento en contra de los CPTCs es que en el contexto de una creciente integración financiera internacional, es difícil que se den los CPTCs debido a los fuertes flujos de capital que previenen a los gobiernos de manipular el tipo de cambio (Hefeker, 1996; Leertouwer y Maier, 2002). Sin embargo, mientras que indudablemente la determinación del tipo de cambio en el mercado cambiario juega un papel importante, Setzer (2006) señala que esta determinación no es del todo fuerte y que por lo tanto no se descarta el análisis del tipo de cambio desde el punto de vista de la economía política. De hecho, la reciente evidencia empírica que menciona el autor, apoya el rol activo que podría existir en el corto plazo para la manipulación del tipo de cambio, particularmente, en los países en desarrollo.

2.2. Evidencia empírica

2.2.1. Ciclo político-económico (CPE)

La existencia de CPEs oportunistas ha sido sujeta de extensivas investigaciones. En particular, los estudios abordan dos preguntas clave: ¿son las expansiones económicas características de los años electorales? Y ¿responden los votantes a las “buenas condiciones” económicas? (Drazen, 2008a).

El test estándar para probar la existencia de un CPE es el de correr una autorregresión de un indicador de desempeño económico, un conjunto pequeño de variables de control y variables políticas dicotómicas, es decir, una regresión del tipo:

$$Y_t = \sum_{i=1}^s a_i Y_{t-i} + b_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_{jt} + dPDUM_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

en donde Y_t es una variable de desempeño, por ejemplo, el crecimiento del producto, la X_j es el vector de variables de control y $PDUM_t$ es una variable política dicotómica (o conjunto de variables) que pretenden representar un determinado modelo político. La especificación

autorregresiva de Y_t se adopta como una representación parsimoniosa del comportamiento de la serie de tiempo Y , en lugar de utilizar un modelo estructural como alternativa. La hipótesis de que, por ejemplo, el crecimiento del producto es mayor en los años de las elecciones estaría representada mediante la variable dummy $PDUM_t$ la cual toma el valor de 1 en los años de elecciones y cero en los otros casos y probando si el coeficiente d es estadísticamente significativo.

La evidencia en favor de un CPE en dichos indicadores es bastante ambigua. La mayoría de los resultados obtenidos en los estudios encuentran muy poca evidencia de CPEs oportunistas en los países desarrollados. La mayoría de esta evidencia se resume en Alesina, Roubini y Cohen (1997) y Drazen (2000).

La evidencia en favor de la respuesta del votante a buenas condiciones económicas, también es mixta. Generalmente, el efecto del crecimiento sobre las probabilidades de reelección ha sido insignificante para la mayoría de estudios de corte transversal en países desarrollado (Brender y Drazen, 2005a). Pareciera que el caso de los Estados Unidos es la única excepción. El trabajo más influyente sobre la respuesta de los votantes en los Estados Unidos es probablemente el de Fair (1978), el cual encuentra que un incremento en la actividad económica real en el año de la elección, medido por el cambio en el PIB per cápita o la variación en el desempleo en dicho año, tiene un efecto positivo sobre el total de votos de la autoridad de turno que busca la reelección. Alesina y Rosenthal (1995) encuentran resultados similares.

Por su parte, Brender y Drazen (2005a) en un estudio con una muestra de 74 países democráticos en el período 1960-2003, encuentran que el efecto del crecimiento económico sobre las probabilidades de reelección en los países desarrollados es insignificante. En contraste, los autores encuentran que altas tasas de crecimiento del PIB real en los países menos desarrollados, tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la probabilidad de la reelección. Posteriormente, remueven de la tasa de crecimiento la parte que los votantes podrían atribuirle a los eventos económicos globales, aquel componente del crecimiento asociado con los factores domésticos, y encuentran que en los países menos desarrollados dicho factor es el que más afecta a la reelección, mientras que la parte de los eventos globales no tiene un efecto

estadísticamente significativo sobre la probabilidad de la reelección. En los países industrializados, encuentran que ninguno de los dos efectos es estadísticamente significativo.

Finalmente, existen pocos estudios que utilizan el CPE partidario. En el caso de los Estados Unidos, la regularidad empírica desde la Segunda Guerra Mundial es que la actividad económica, durante los primeros cuatro años de gobierno, es sustancialmente más alta bajo gobiernos demócratas que bajo gobiernos republicanos, pero tienden a ser similares en la segunda parte de sus períodos, lo que es consistente con los resultados obtenidos por el modelo de Alesina. No obstante, Faust e Irons (1999) argumentan que los datos no proporcionan un fuerte soporte para el modelo partidario. Para los países de la OCDE, Alesina, Roubini y Cohen (1997) encuentran evidencia que apoya el modelo partidario racional para un número de países.

En resumen, el enfoque de ambas investigaciones teóricas y empíricas ha ido migrando a los CPP, en gran parte debido a la débil evidencia empírica para la existencia de CPEs oportunistas en muchos países, en combinación con la idea ampliamente compartida de que, en los años en que se realizan elecciones en los países, la manipulación política es un fenómeno común, de una u otra forma.

2.2.2. Ciclo político presupuestal (CPP)

Existen dos preguntas empíricas claves. La primera es si los CPPs existen en un número considerable de países. La evidencia reciente, discutida más adelante, sugiere que no existen pruebas de CPPs para el presupuesto total, excepto en los países democráticos de reciente transición. La segunda pregunta clave, que se apoya en la primera, es si la manipulación del presupuesto es una herramienta efectiva para ganar votos. Aunque es ampliamente conocido que el gasto de gobierno en un año de elecciones, en general, le da votos a la autoridad de turno que busca reelegirse, la evidencia empírica no da soporte a esta visión (Gámez e Ibarra-Yúnez, 2009).

Los estudios empíricos de los CPPs, comenzaron en Estados Unidos con Tufte (1978) y le siguieron investigaciones aplicadas a países en desarrollo e industrializados, tal como lo señala Drazen (2001). En ese entonces, se percibía que los CPPs aparecían principalmente en países en desarrollo.

Recientemente, un número de trabajos han argumentado que, a pesar de que estos ciclos son fuertes en los países en desarrollo, los ciclos caracterizan democracias a todos los niveles de desarrollo económico, incluso en países no democráticos. Shi y Svensson (2002), encuentran que, en un panel de países democráticos y no democráticos durante el período 1975-95, el déficit del gobierno aumenta significativamente en un año electoral tanto en países industrializados como en países en desarrollo. No obstante, en línea con otros estudios, los autores encuentran que dicho efecto es mayor en países en desarrollo. El efecto económico es significativo para los países de la muestra, el superávit fiscal cae en promedio de 1.5% a 1% en un año electoral, dependiendo del método de estimación que se utilice. Persson y Tabellini (2003) restringen su muestra a un grupo de 60 países democráticos de 1960 a 1998. Los autores encuentran un ciclo en los ingresos del gobierno como porcentaje del PIB, es decir, dicho indicador muestra una caída antes de las elecciones. Sin embargo, no encuentran un ciclo político en las transferencias del gobierno, gasto y déficit total, en los países de la muestra. A su vez, argumentan que el sistema electoral (proporcional versus mayoritario) y el sistema gubernamental (presidencial versus parlamentario) es un determinante clave de la naturaleza del ciclo entre países.

Por otra parte, Brender y Drazen (2005a) argumentan que el ciclo político del déficit es un fenómeno que se observa en los países de reciente transición democrática, es decir, que dichos países muestran un ciclo únicamente en las primeras elecciones después de que el país ha hecho la transición de un país no democrático a uno democrático. Una vez que se remueve de la muestra a estos países, el CPP desaparece. Esto es cierto tanto en países industrializados como en países en desarrollo. El efecto de la “nueva democracia” también ayuda a explicar hallazgos previos sobre una CPP fuerte en democracias más débiles. Los autores también encuentran que este efecto toma en cuenta las diferencias en los CPP entre sistemas electorales.

También existe un ciclo político significativo del gasto público en las nuevas democracias, con coeficientes similares a los obtenidos en las regresiones del déficit fiscal, mientras que no parece haber una relación estadísticamente significativa de un ciclo en los ingresos. Por lo tanto, el ciclo del déficit en las nuevas democracias parece ser impulsado por un nivel de gasto más alto en los años de elecciones.

Breider y Drazen (2005a) sugieren varias explicaciones para sus hallazgos en los países con nuevas democracias. Una es que la manipulación fiscal podría ser utilizada en las nuevas democracias porque los votantes no tienen experiencia respecto a la política electoral o porque simplemente no cuentan con la información necesaria para evaluar la manipulación fiscal que se produce. Esto sugiere una forma para reconciliar las dos visiones contradictorias sobre la manipulación pre-electoral. El argumento que señala que los políticos se involucran en la manipulación podría aplicarse a las nuevas democracias, cuando dicha manipulación es factible. La visión alterativa que indica que los votantes castigan la manipulación fiscal es aplicable a las democracias establecidas, en donde los votantes tienen la habilidad de identificar la manipulación fiscal y castigarla.

Una segunda explicación sobre el efecto de la nueva democracia va en línea con el estudio de Breider y Drazen (2005b) y que señala que el resultado fiscal no tiene efecto significativo sobre la probabilidad de reelección, un hallazgo interesante, considerando la existencia de CPPs en las nuevas democracias. Los autores sugieren que estos dos descubrimientos podrían reconciliarse por la posibilidad de que, las expansiones fiscales en un año electoral en las nuevas democracias, no representen un intento para ganar el apoyo de los votantes por parte de la autoridad de turno, sino que reflejen los gastos incurridos con el fin de consolidar la democracia.

2.2.3. Ciclo político del tipo de cambio (CPTC)

De igual forma que con la teoría de los CPEs y CPPs, los estudios empíricos sobre el ciclo político del tipo de cambio son escasos y, en general, se llevan a cabo como parte de otras investigaciones y no tienen como principal objetivo la validación específica de este fenómeno. Una de las primeras contribuciones a esta literatura fue hecha por Bachman (1992), el cual utiliza un modelo sencillo para cuatro países industrializados. El autor encuentra que el tipo de cambio variaba considerablemente en los períodos cercanos a las elecciones, en seis de los trece eventos estudiados.

A nivel latinoamericano, Assael y Larraín (1995) utilizan tres criterios para determinar si la política cambiaria en Chile durante el período 1939-1989 fue consistente con un comportamiento oportunista de las autoridades.

- Si en el año electoral el país pierde más del 30% de sus reservas internacionales, o incrementa su deuda externa en más de 10%.
- Si el siguiente gobierno devalúa en más de 10% inmediatamente después de asumir el control.
- Si existe una regla cambiaria estable y posteriormente cambia repentinamente, tendiendo a disminuir el tipo de cambio real, cuando se acerca las elecciones.

Estos autores encuentran que en 5 de los 8 períodos considerados, se observó al menos uno de los tres criterios. Por su parte, Jaramillo *et al.* (1999) llevaron a cabo regresiones lineales para determinar si existe un ciclo político en el tipo de cambio nominal de Colombia, encontrando que las variables ideológicas *dummies* fueron significativas, pero no las variables *dummies* oportunistas. Frieden *et al.* (1999) presentaron evidencia para el tipo de cambio nominal en América Latina y el Caribe. Estos autores utilizaron indicadores simples para determinar si la evidencia es consistente con un ciclo oportunista. Para el tipo de cambio nominal, los autores utilizaron una muestra de 26 países durante el período 1960-1994, en los que se llevaron 242 episodios electorales y tomaron la depreciación del mes electoral, la del mes previo y la de nueve meses después de cada elección y luego efectuaron una media geométrica. La evidencia no rechaza la hipótesis de un ciclo oportunista cerca de las elecciones. Por otra parte, en el estudio elaborado por Aboal y Calvo (2000) aplicado al caso de Uruguay, se concluye que no se puede rechazar la existencia de un ciclo oportunista en el tipo de cambio nominal y real. Finalmente, Bonomo y Terra (1999) presentan evidencia de un ciclo oportunista en el tipo de cambio de Brasil. Los autores utilizan modelos de series de tiempo con cambio de régimen, para analizar los cambios en el régimen cambiario brasileño. Al respecto, concluyen que la probabilidad de una apreciación es mayor en los períodos antes de las elecciones y la probabilidad de una depreciación aumenta después de los períodos electorales.

3. El caso de Guatemala: 1986-2011

3.1. Tendencias macroeconómicas de los ciclos electorales

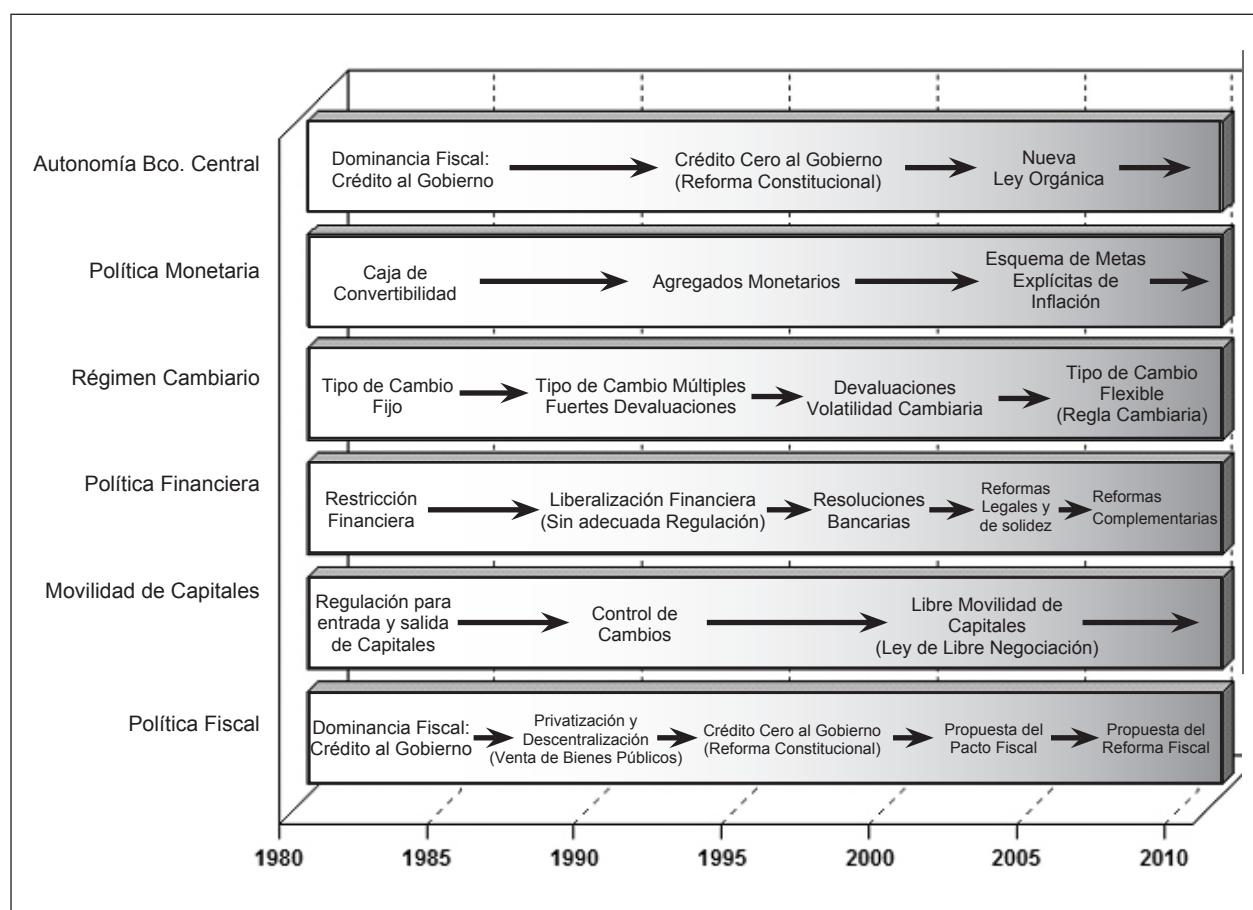
De acuerdo a López-Calix (2001), los ciclos electorales no son sino un subconjunto de los ciclos macroeconómicos de

Guatemala. A efectos de medir este subconjunto de ciclos macroeconómicos, consideramos relevante examinar las siguientes variables: el crecimiento económico, la inflación y los agregados monetarios, para el CPE; en el caso del CPP, el déficit fiscal y el gasto público; y finalmente, para el CPTC el tipo de cambio nominal y un índice del tipo de cambio real (Ver anexo).

Se optó por dividir el análisis de los CPEs de la política monetaria, fiscal y cambiaria, en dos períodos: El primer período corresponde a los años entre 1986 y 2011, el cual constituye el período democrático completo del país. El

segundo abarca los años entre 1996 y 2011. Para dicho período se tomó en cuenta dos acontecimientos relevantes: la firma de la Paz y la reforma a la constitución de 1994, en la cual se reduce a 4 años el período presidencial. Cabe indicar que la decisión de dividir el período de análisis en dos partes, responde también a que durante los años de 1986 y 2011, Guatemala registró reformas importantes en su marco institucional y jurídico, así como en los ámbitos monetarios, fiscales, financieros, cambiarios y comerciales, los cuales se consideran relevantes para el análisis de los resultados.

Evolución de la Política Económica en Guatemala 1980-2011



Fuente: Elaboración de los autores.

En el caso de la política monetaria y fiscal, hasta 1989 existió una dominancia fiscal, es decir que el Banco de Guatemala podía otorgar crédito al gobierno. Esto tiene una implicancia muy importante en el análisis de los CPEs, ya que como se ha mencionado anteriormente, existen incentivos políticos para aumentar el gasto durante los años cercanos a la elección, por lo que esta facultad de obtener recursos directamente del banco central, haría más atractiva la tentación de incrementar el gasto por parte de las autoridades de turno. Sin embargo, esto cambió con la reforma constitucional de 1994 (Artículo 133) de “crédito cero al gobierno”, lo cual no solo fortaleció considerablemente la autonomía del Banco de Guatemala, sino también eliminó el incentivo por parte del Gobierno de turno para aumentar el gasto en tiempos electorales, utilizando esta vía.

Adicionalmente, en la década de los ochenta y de los noventa el Banco de Guatemala funcionaba bajo un esquema monetario de agregados monetarios, el cual se modificó oficialmente, en el año 2005, con la adopción del Esquema de Metas Explícitas de Inflación (EMEI). El esquema de metas explícitas de inflación (EMEI) consiste en una estrategia de política monetaria que tiene como característica el compromiso oficial por parte del banco central con una meta cuantitativa explícita para la tasa de inflación, tomando en cuenta uno o varios horizontes temporales para el cumplimiento de dicha meta. El EMEI es un esquema de discrecionalidad restringida debido a que aunque prevé un uso flexible de instrumentos de política monetaria, los esfuerzos son orientados al fin último de alcanzar la meta de inflación y para el efecto también hace uso de reglas (monetarias, cambiarias, etcétera). En la actualidad, el EMEI para el caso de Guatemala incorpora el compromiso explícito de la autoridad monetaria de utilizar los instrumentos que la ley le otorga para alcanzar la estabilidad en el nivel general de precios (entendida ésta como una inflación baja y estable) y se hace operativa por medio de una meta de inflación, buscando que la inflación observada se ubique en torno a la meta con un margen de tolerancia de +/- 1 punto porcentual.

Cabe indicar que el comportamiento de la inflación en Guatemala durante la década de los noventa se caracterizó por una alta volatilidad acompañada de episodios que registraron inflaciones de dos dígitos. Sin embargo, desde la adopción del EMEI, la volatilidad de la inflación se ha moderado y su comportamiento ha estado en torno a

los márgenes de tolerancia de la meta inflacionaria, con la excepción de los años de la reciente crisis económica global, lo que indica que los agentes económicos han ajustado sus expectativas en línea con la meta establecida por el Banco de Guatemala. Por lo tanto, se puede afirmar que dicho esquema monetario modera el CPE de la inflación, ya que la autoridad monetaria tiene el compromiso de mantener una inflación baja y estable. Por su parte, el área cambiaria, también observaría cambios importantes durante el período democrático, particularmente, la observancia del abandono del tipo de cambio fijo en 1989, en parte por la inconsistencia de la política monetaria con el objetivo de tipo de cambio fijo que resultó en una erosión de las reservas monetarias internacionales que incluso llegaron a ser negativas en el período 1982-1989, para luego dar paso al establecimiento de un tipo de cambio de flotación administrada, lo que desencadenaría en una fuerte volatilidad cambiaria durante los años posteriores. Sin embargo, en la década de los dos mil, y acompañando la migración hacia el EMEI, el régimen cambiario fue fortaleciendo su flexibilidad hasta llegar a un régimen de tipo de cambio flexible con intervención cambiaria, la cual se utiliza para moderar volatilidad pero no afectar su tendencia, y que está fundamentada en una regla previamente anunciada por el Banco de Guatemala en su Política Monetaria, Cambiaria y Crediticia.

Es obvio que los cambios estructurales que se han mencionado, no se dieron de forma aislada. Los mismos fueron acompañados de reformas que afectaron a la economía guatemalteca en general. Por ejemplo, a principios de la década de los noventa se fue gestando gradualmente la liberalización financiera del país, que incluía la liberalización de las tasas de interés en 1989. Dicha transición sucedió sin la apropiada regulación, un fenómeno característico de las economías emergentes y en desarrollo en esos años, consecuencia de la represión financiera que existió en América Latina y en otros países en la década de los setenta y parte de los ochenta. Una de las últimas reformas que afectaría particularmente a la política cambiaria, fue la plena libertad y movilidad de capitales en 2001, como consecuencia de la aprobación de la Ley de Libre Negociación de Divisas, la cual ha dado lugar a un proceso de gradual dolarización en el país. Finalmente, cabe indicar, que todas estas reformas estructurales motivaron a los autores de este documento a dividir a la época democrática en dos períodos.

A continuación, se presenta un recuento de los gobiernos durante el período democrático (tabla 1):

Tabla 1. Trimestres electorales y presidentes elegidos

Trimestre Electoral	Trimestre de Toma de Posesión	Nombre del Presidente	Período de Gestión y Partido Político
1985	1986Q1	Vinicio Cerezo	1986-1990 (DCG)
1990	1991Q1	Jorge Serrano	1991-1995 (MAS)
1995	1996Q1	Alvaro Arzú	1996-1999 (PAN)
1999	2000Q1	Alfonso Portillo	2000-2003 (FRG)
2003	2004Q1	Oscar Berger	2004-2007 (GANA)
2007	2008Q1	Alvaro Colom	2008-2011 (UNE)
2011	2012Q1	Otto Pérez Molina	2012-2015 (PATRIOTA)

Fuente: Elaboración de los autores con información del Tribunal Supremo Electoral (TSE).

Al respecto, es importante señalar que ninguno de los períodos electorales estudiados cumple con uno de los requisitos en los que se fundamentan la teoría del CPE, que es el de la sucesión. En efecto, la teoría del CPE postula que los gobernantes quieren mejorar la economía del país con el fin de buscar la reelección (en el caso de Guatemala se prohíbe la reelección al cargo de presidente de la República). Sin embargo, esto no impide de ninguna forma el análisis de la teoría del CPE pues, de acuerdo a Assael y Larraín (1995), Setzer (1996) y Drazen (2008a; 2008b), una interpretación de este resultado es que al gobernante saliente le interesa de todas formas irse con una buena imagen, por ejemplo ante la eventualidad de volver a ser candidato en elecciones posteriores para otros

cargos públicos (este caso si lo permite la ley electoral en Guatemala). Otra interpretación es que el gobernante saliente buscará la continuidad del candidato del partido de turno, ciertamente, como se ha hecho constar en la historia reciente del país, ha sido el candidato del partido de turno el que ha quedado en segundo lugar en la mayoría de comicios electorales lo que evidencia la búsqueda de una continuidad, al menos del partido del gobierno de turno.

Antes de dar paso a un análisis econométrico, una aproximación estadística permite conocer el comportamiento de las variables macroeconómicas seleccionadas e inferir ciertas relaciones con respecto a los CPEs.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos: 1986-2011

Variable		Media	Mediana	Desv. Estándar	Máxima	Mínima
PIB	Δ%	3.3	3.4	1.3	6.6	-0.3
IPC	Δ%	11.6	8.7	10.7	59.8	-0.3
Emisión	Δ%	15.5	14.3	10.0	54.6	-3.0
M1	Δ%	17.5	14.3	12.7	84.9	-1.8
Gasto Real /PIB Real	Δ Absoluta	0.3	0.4	3.7	11.3	-10.7
Balance Fiscal Real/PIB Real	Δ Absoluta	-0.1	0.2	3.5	7.5	-9.2
TCN	Δ%	4.7	1.2	10.8	67.5	-11.2
ITCR	Δ%	4.1	3.8	9.7	41.1	-16.3

Fuente: Elaboración de los autores con datos del Banco de Guatemala.

Tabla 3. Estadísticos descriptivos: 1996-2011

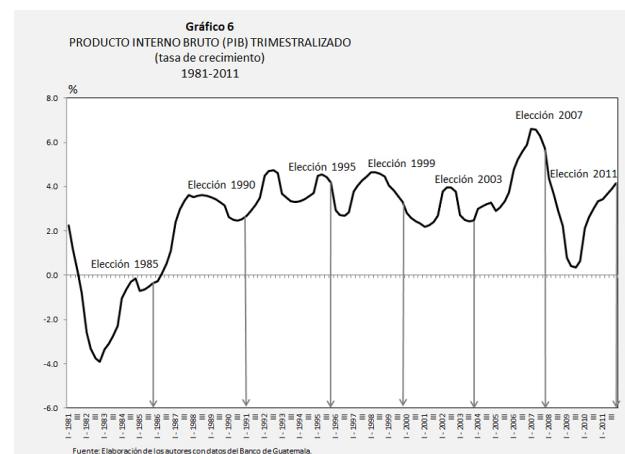
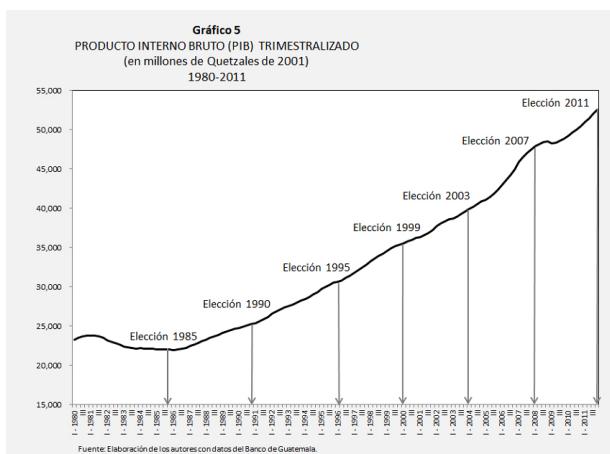
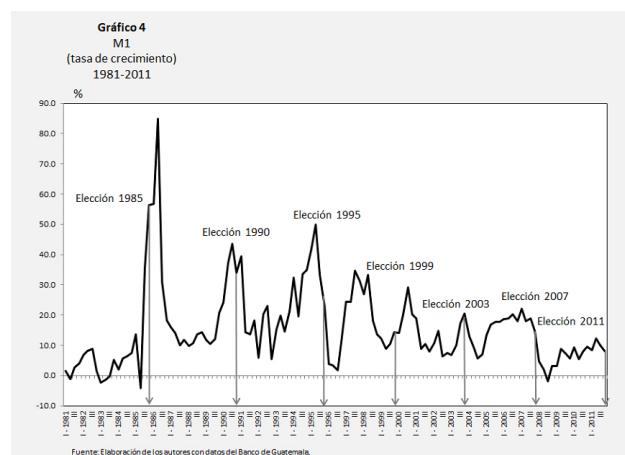
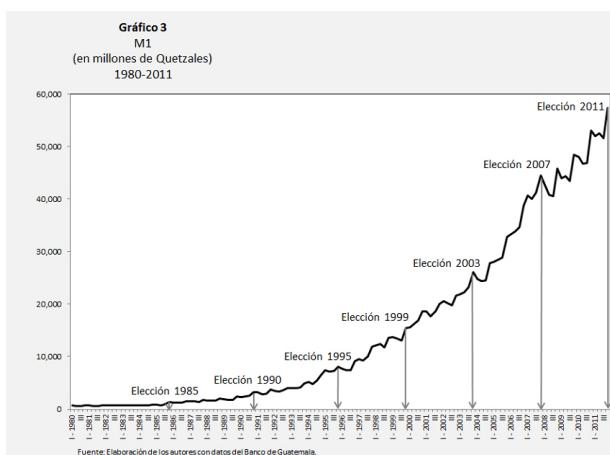
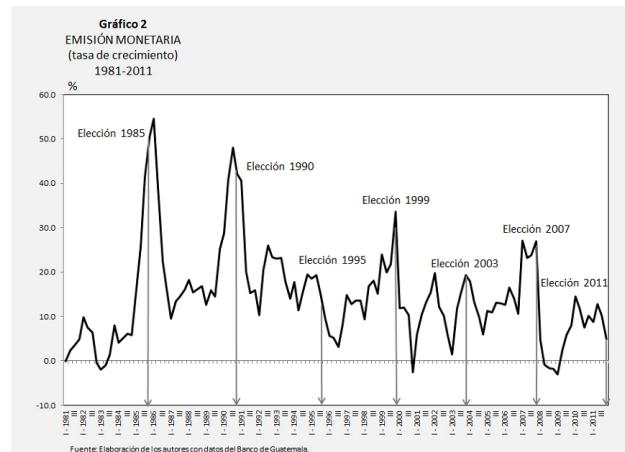
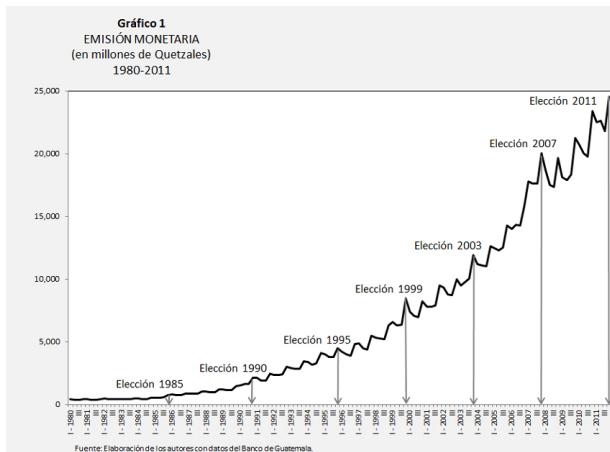
Variable		Media	Mediana	Desv. Estándar	Máxima	Mínima
PIB	Δ%	3.4	3.3	1.3	6.6	0.4
IPC	Δ%	7.0	7.1	2.7	13.6	-0.3
Emisión	Δ%	11.8	11.9	7.4	33.6	-3.0
M1	Δ%	13.3	12.3	8.0	34.7	-1.8
Gasto Real/PIB Real	Δ Absoluta	0.4	0.5	3.4	11.3	-6.8
Balance Fiscal Real/PIB Real	Δ Absoluta	-0.2	-0.2	3.6	7.5	-9.2
TCN	Δ%	2.0	0.8	5.3	19.9	-6.0
ITCR	Δ%	2.7	3.5	5.8	12.1	-13.2

Fuente: Elaboración de los autores con datos del Banco de Guatemala.

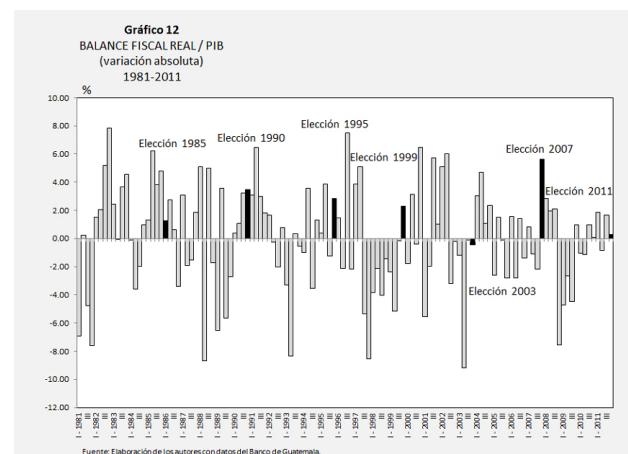
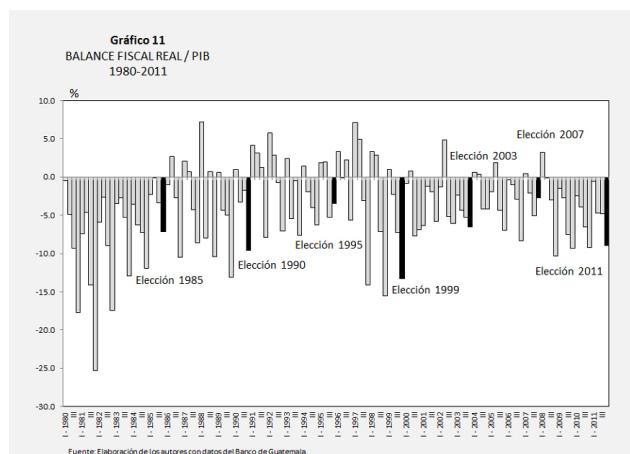
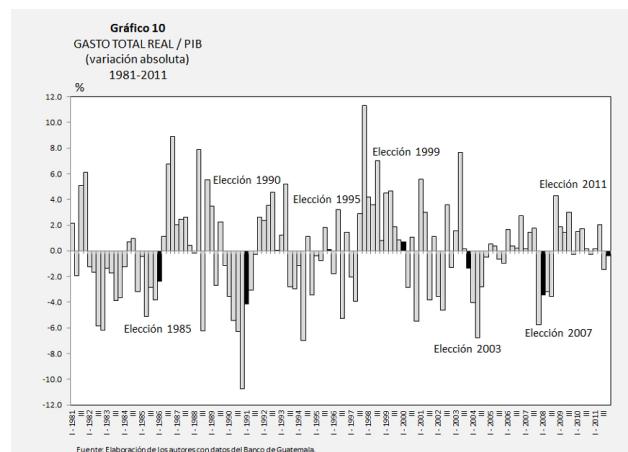
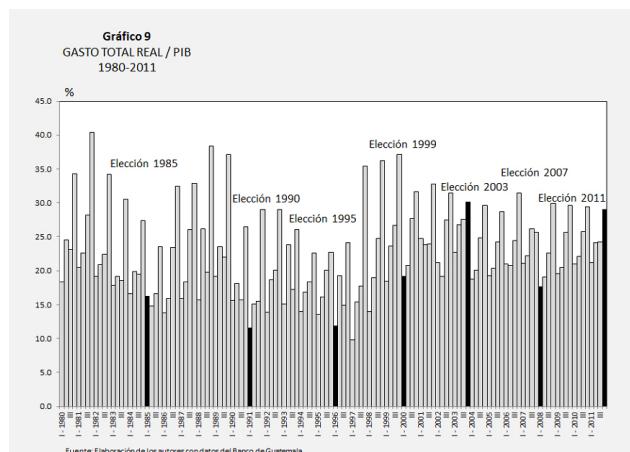
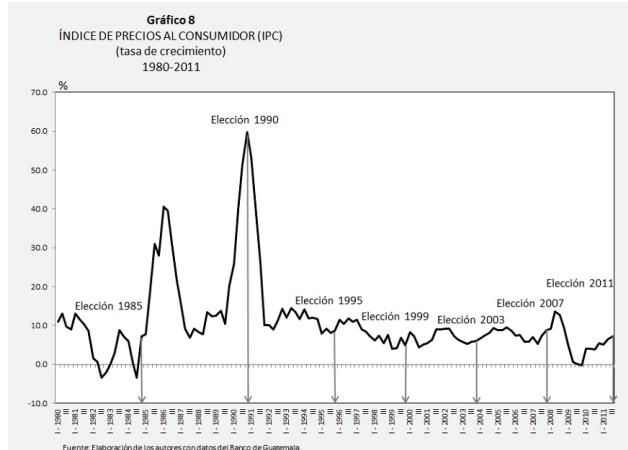
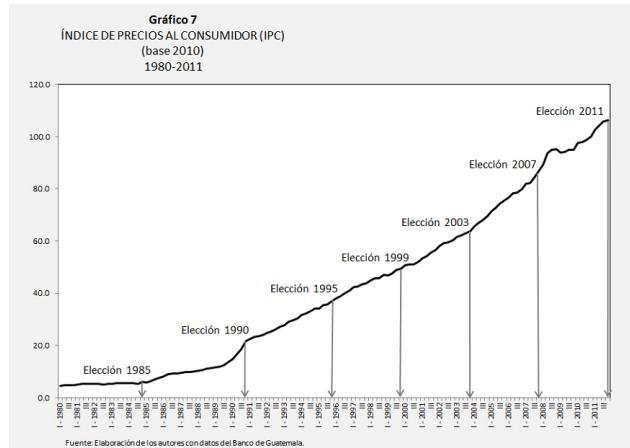
Una simple inspección de los datos en las Tablas 2 y 3 sugieren que: (a) el crecimiento del PIB en Guatemala, durante el período completo, ha sido relativamente bajo, aunque similar entre períodos (3.3% - 3.4%). No obstante, entre los años de 1986 y 2011 se registra el menor crecimiento (-0.3%), esto se debe en parte a que se estaba saliendo de un período de inestabilidad política, social y económica y, consecuentemente, daba comienzo un período de reformas para la estabilización política y económica del país. Por su parte, el período 1996-2011 registra la mayor variación interanual del PIB (6.6%); (b) en promedio, se registra una inflación más alta (11.6%) en el período 1986-2011, en comparación con el período más reciente, debido a que entre 1996-2011 se ha observado una política monetaria generalmente restrictiva y una leve mejora en la disciplina fiscal. Cuando se incluye los años entre 1986 y 1996, la inflación registra períodos de inflaciones de dos dígitos (valor máximo de 59.8%) y una volatilidad, medida por la desviación estándar, relativamente superior a la observada en el período 1996-2011 (10.7% y 2.7%, respectivamente). Cabe indicar que

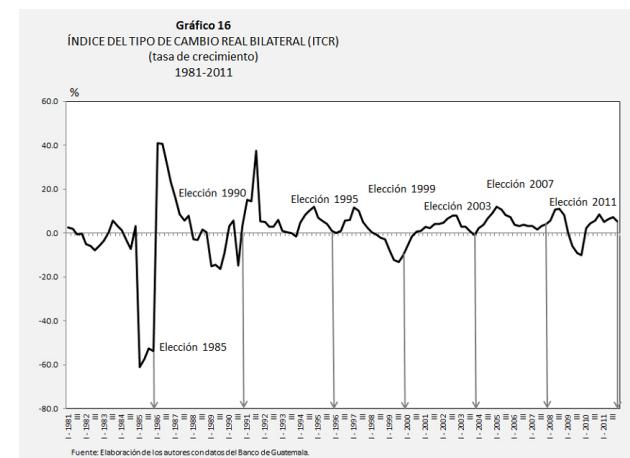
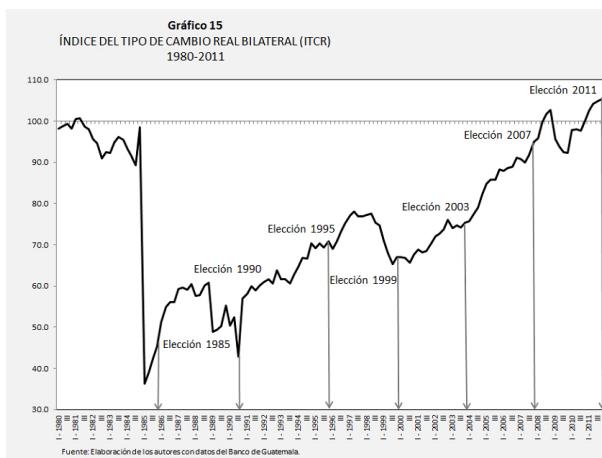
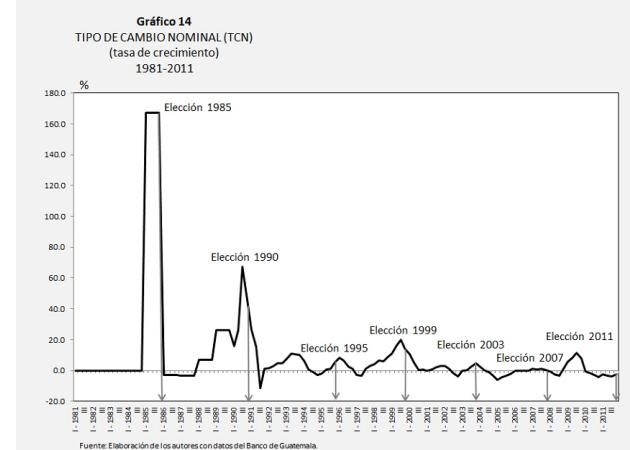
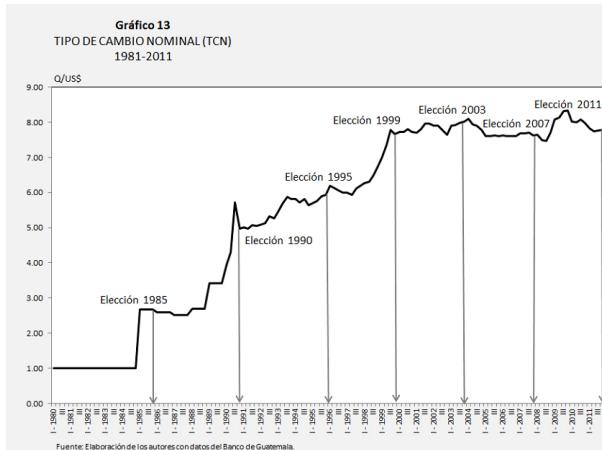
Guatemala no experimentó procesos hiperinflacionarios como los observados en otros países de América Latina; (c) en línea con lo observado en la inflación, la emisión y la M1 registraron indicadores más altos cuando se incluyen todos los años que cuando se analiza únicamente el intervalo 1996-2011, lo cual obedece a las reformas realizadas a mediados de los años noventa, las cuales ayudaron a estabilizar el sector monetario; (d) en cuanto a las variables fiscales, las variaciones interanuales tanto el gasto total/PIB como del balance fiscal/PIB, se han comportado relativamente en forma similar en ambos períodos, con variaciones promedio entre 0.3% y 0.4% en el caso del gasto y -0.1% y -0.2% en lo que respecta al balance fiscal; finalmente, (d) las depreciaciones del tipo de cambio nominal y real, fueron mayores en el período 1986-2011, dicho comportamiento es consistente con el abandono de la paridad cambiaria a mediados de los años ochenta y a los desequilibrios internos y externos de esos años, de hecho, las mayores variaciones nominales y reales se registran cuando se analiza el período completo (67.5% y 41.1%, respectivamente).

Tendencias Macroeconómicas Trimestrales: 1980 - 2011



Tercer Lugar Certamen "Dr. Noriega Morales" 2011-2012





Con el propósito de un análisis más detallado para evaluar la presencia de los CPEs en las variables seleccionadas, se procedió a examinar el comportamiento de las variables elegidas promediándolas para cada año de la gestión

de todos los gobiernos de la época democrática. Los resultados aparecen en las Tablas 4 y 5, y corresponde a los períodos 1986-2011 y 1996-2011 respectivamente:

Tabla 4. Estadísticos descriptivos: 1986-2011

	PIB	IPC	Emisión	M1	Gasto/PIB	Balance Fiscal/PIB	TCN	ITCR
$\bar{X}=1986-2011$	3.3	11.6	15.5	17.5	0.3	-0.1	4.7	4.1
$X=Primer\ año$	2.5	16.9	13.6	17.7	-0.8	1.6	2.1	11.4
$X=Segundo\ año$	3.0	8.0	12.3	14.9	1.6	-0.8	1.0	4.6
$X=Penúltimo\ año$	3.7	10.7	15.6	18.4	0.0	-1.1	8.5	-0.2
$X=Último\ año$	3.9	12.8	21.1	20.8	-0.3	0.2	9.2	0.5

Fuente: Elaboración de los autores con datos del Banco de Guatemala.

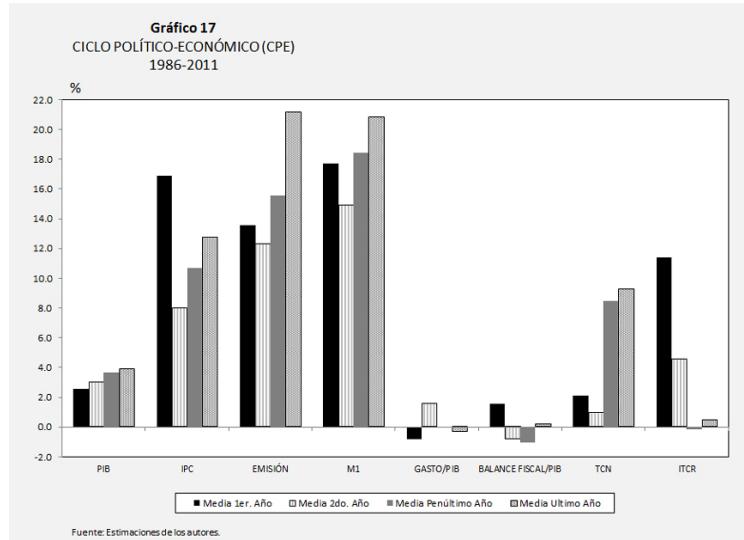
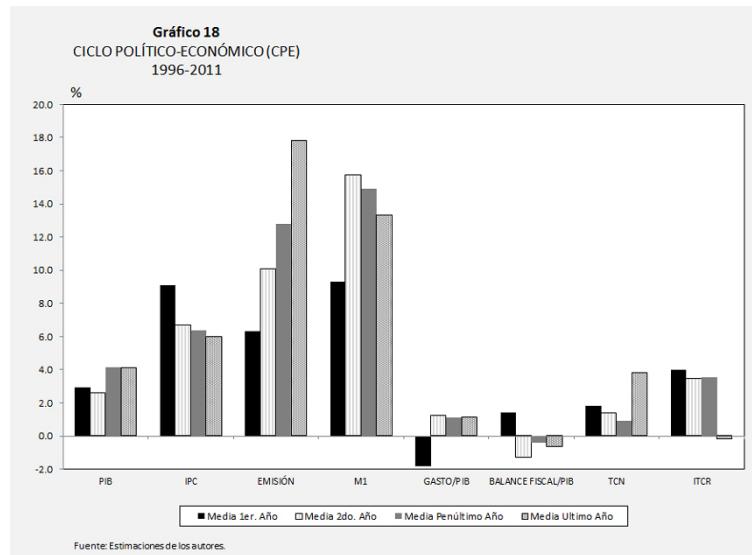


Tabla 5. Estadísticos descriptivos: 1996-2011

	PIB	IPC	Emisión	M1	Gasto/PIB	Balance Fiscal/PIB	TCN	ITCR
$\bar{X}=1986-2011$	3.4	7.0	11.8	13.3	0.4	-0.2	2.0	2.7
$\bar{X}=\text{Primer año}$	2.9	9.1	6.3	9.3	-1.8	1.4	1.8	4.0
$\bar{X}=\text{Segundo año}$	2.6	6.7	10.1	15.7	1.2	-1.3	1.3	3.4
$\bar{X}=\text{Penúltimo año}$	4.2	6.4	12.8	14.9	1.1	-0.4	0.9	3.5
$\bar{X}=\text{Último año}$	4.1	6.0	17.8	13.3	1.1	-0.6	3.8	-0.2

Fuente: Elaboración de los autores con datos del Banco de Guatemala.



El examen gráfico de las series nos permite identificar, de conformidad con la teoría de los CPEs, ciertos patrones de las variables en cuestión durante ambos períodos: a) el crecimiento económico muestra un ciclo que comienza, en promedio, en el segundo año de gobierno, es decir, que las tasas de crecimiento aumentan gradualmente a partir de dicho año hasta alcanzar su máximo nivel en el último año de gobierno y regresar a un menor crecimiento durante el primer año. Dicho comportamiento, indica la presencia de un CPE en el PIB de Guatemala tanto en el período 1986-2011, como en el 1996-2011; b) el CPE de la política monetaria, evaluado por el comportamiento promedio de la variación interanual de la emisión monetaria y de M1, señala la presencia de un ciclo más fuerte cuando se incluyen los años entre 1986 y 1996, es decir el período completo 1986-2011. Ciertamente, el comportamiento de la M1 durante los años más recientes (1996-2011) no es el esperado de acuerdo a la teoría de los CPEs, ya que para el caso de Guatemala, la variación más alta se observa en el segundo año y puede observarse cierta tendencia a la baja mientras se aproxima al año electoral. En el caso de Guatemala, y como ha sucedido en otros países, esto responde a que los CPEs tienden a atenuarse en la medida que los países incorporan regímenes monetarios más comprometidos con el objetivo de inflación (EMEI) y no con los agregados monetarios, y reformas que fortalecen la autonomía del banco central; c) en línea con lo observado en las variables monetarias, el comportamiento de la inflación muestra evidencia de un ciclo en ambos períodos, pero con características distintas. Claramente, el Gráfico 17 muestra que la inflación sube gradualmente durante los años 2, 3 y 4 y registra su nivel más alto en el primer año del siguiente gobierno. Recordemos que de acuerdo a la teoría de los CPEs, los políticos esperarían trasladar (rezagarse) las consecuencias de una inflación más alta para el siguiente período, es decir, para el primer año del siguiente gobierno. Por su parte, el período más reciente (1996-2011), evidencia que, en lugar de observar un aumento gradual de la inflación, los gobiernos reducen la inflación durante los años 2, 3 y 4, observando así la inflación más baja durante el año electoral y rezagando la más alta un año después de las elecciones (Gráfico 18), lo que refleja un comportamiento más consistente con lo expuesto en la literatura de los CPEs; d) el sector fiscal ofrece un comportamiento mixto en ambos períodos. Cuando se incluye la década de los ochenta en el análisis, no hay evidencia de un patrón cíclico en el gasto y, consecuentemente, en el déficit. Sin embargo, cuando se

examina el comportamiento de dichos indicadores fiscales desde 1996, se registra una marcada disminución del gasto (variación negativa) y una disminución del déficit (variación positiva), precedida por un comportamiento relativamente estable del gasto a partir del segundo año. El comportamiento cíclico de las variables fiscales de los CPPs, señala un aumento pronunciado en el último año de gobierno y una reducción en el año post-electoral, sin embargo, para el caso de Guatemala la evidencia es débil en el período completo, aunque relativamente más fuerte en los últimos quince años aproximadamente; y finalmente, e) la evaluación de los CPTC en el tipo de cambio nominal y real no proporciona evidencia de un ciclo de acuerdo a la teoría. El tipo de cambio de cambio nominal en Guatemala no muestra un comportamiento de acuerdo a las hipótesis del ciclo oportunista en ninguno de los períodos, ya que se aprecia una fuerte depreciación en el último año de gobierno y una leve en el primer año, contrario a lo esperado teóricamente. Sin embargo, esto está asociado a que el quetzal, luego del abandono de la paridad frente al dólar, ha ido aumentando en flexibilidad como consecuencia de la adopción de un régimen cambiario de tipo de cambio flexible, lo que hace cada vez más difícil la manipulación con fines políticos. Asimismo, el tipo de cambio real no muestra un comportamiento cíclico pues ha tendido a apreciarse, es decir, que ha registrado en promedio variaciones positivas durante casi todo el período, lo que está asociado a un diferencial de inflaciones positivo con Estados Unidos de América durante casi todo el período analizado.

En síntesis, la evidencia estadística y gráfica de las tendencias macroeconómicas analizadas en este apartado, proporciona evidencia parcial sobre el comportamiento cíclico de ciertas variables macroeconómicas de Guatemala, aunque la intensidad de los mismos ha variado según los períodos que se han tomado en cuenta.

3.2. El modelo

En esta sección se analiza la relevancia empírica de la hipótesis de las motivaciones políticas en la política monetaria, cambiaria y fiscal adoptada por los gobiernos guatemaltecos durante los últimos 25 años. El análisis del CPE, CPP y CPTC puede llevarse a cabo de manera más formal utilizando técnicas econométricas aplicadas a la política monetaria, fiscal y cambiaria. Al respecto, se realizan regresiones para el período comprendido

entre 1986 y 2011, con el fin de evaluar si los resultados obtenidos indican si la evidencia apoya o no la existencia del CPE para todas las elecciones de ese período y si los resultados económéticos pueden apoyar las conclusiones obtenidas en la sección anterior.

3.2.1. Ciclo político-económico (CPE) en la política monetaria

En línea con Assael y Larraín (1995), para el estudio de la política monetaria en Guatemala el primer procedimiento

utilizado fue estimar regresiones autorregresivas del tipo ARIMA:

$$m_t = \beta_0 + \beta_1 m_{t-1} + \beta_2 m_{t-2} + \dots + \beta_n m_{t-n} + \beta_{n+1} CPE_N + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde m_t es la tasa de crecimiento anual del dinero en el trimestre t y CPE_N es una variable *dummy* relacionada con el ciclo electoral. Se probaron distintas especificaciones para la variable CPE, con la siguiente nomenclatura:

Tabla 6. Definición de las variables dummies incluidas en el análisis de intervención

1.	Variable cíclica electoral y para trimestres antes de la elección	CPE = 1 en el trimestre de las elecciones y los tres trimestres antes de la elección, 0 en los otros casos.
2.	Variable post electoral	CPE_POST = 1 en los cuatro trimestres después de las elecciones, 0 en los otros casos.
3.	Variables para desastres naturales	D_año = 1 en el año 1998, 2005, 2010 y 2011, 0 en los otros casos.

La teoría del ciclo político, para cualquiera de los modelos existentes que incorporan la política monetaria, implica que la variable CPE debería de ser positiva y significativamente diferente a cero, lo que reflejaría que ha existido en promedio, un mayor crecimiento de las variables monetarias antes de las elecciones. Por su parte, la variable CPE_POST debería ser negativa y significativamente diferente a cero, lo que señalaría que ha existido en promedio, una contracción en las variables monetarias luego de las elecciones. Cabe hacer notar que tanto el coeficiente como la significancia estadística de las *dummies* electorales indican que la expansión de M1 es creciente a medida que se aproxima la elección presidencial y decreciente luego de que ha pasado la elección.

Para cada una de las variables monetarias se utilizó su tasa de crecimiento respecto del mismo trimestre del año anterior, lo que evita los problemas de estacionariedad de las variables monetarias. Adicionalmente, cabe indicar que a todas las series se les aplicó la prueba de *Dickey-Fuller* aumentado y de *Phillips-Perron* para garantizar la estacionariedad de las series. Para todas las regresiones el test Durbin-Watson está sesgado hacia dos, por el uso de la variable dependiente rezagada como variable explicativa. El número de rezagos en cada proceso autorregresivo

fue el número óptimo de acuerdo al test de Schwarz, entregando un proceso ARIMA (0,1,3) tanto para M1 como para la emisión, en los períodos 1986-2011 y 1996-2011. La Tabla 7 indica que las variables electorales del ciclo político-económico de M1 tienen el signo correcto en ambos períodos, sin embargo, la CPE es estadísticamente significativa únicamente durante el período 1986-2011, en una de las especificaciones del modelo (2). En el caso de la especificación (2), la variable CPE tiene un coeficiente de 0.0327, indicando que, *ceteris paribus*, el crecimiento de M1 es 3.27% mayor durante el año en el que se han llevado a cabo las elecciones presidenciales. Esta variable es estadísticamente la más significativa de las *dummies* estudiadas en ese período, con más de 90% de confianza. Sin embargo, la variable CPE_POST a pesar de registrar el signo correcto, no es estadísticamente distinta de cero, es decir, que no se ha observado una contracción de M1 en los cuatro trimestres después de la elección cuando se analiza el período completo 1986-2011. Estos resultados apoyan parte de los resultados obtenidos en la sección del análisis estadístico, ya que en promedio, la M1 mostraba su crecimiento más alto durante el último año de gobierno (20.8%) que es justamente el año en el que se realizan las elecciones

Por su parte, cuando se analizan el período de 1996-2011, las especificaciones (2) y (3) indican que la variable CPE_

POST tiene el signo correcto y que es estadísticamente significativa con más de 90% de confianza lo que es consistente con los resultados estadísticos obtenidos para M1 anteriormente, en los cuales es evidente una reducción de la M1 durante el primer año de gobierno. No obstante,

durante este período, la variable CPE a pesar de contar con el signo correcto, no es estadísticamente significativa, lo que podría responder a la tendencia a la baja en el crecimiento de M1 que se observa durante el 2do., 3ro. y 4to. año del gobierno durante este período.

Tabla 7. CPE de M1

Modelo	Período 1986-2011			Período 1996-2011		
	1	2	3	1	2	3
C	0.1456*** (0.0168)	0.1417*** (0.0183)	0.1485*** (0.0175)	0.1222*** (0.0135)	0.1299*** (0.0148)	0.1237*** (0.0164)
MA (1)	0.8782*** (0.0247)	0.8732*** (0.0253)	0.8339*** (0.0474)	1.0412*** (0.0536)	1.0743*** (0.0518)	1.0139*** (0.0585)
MA (2)	0.8235*** (0.0280)	0.8180*** (0.0292)	0.7612*** (0.0544)	0.9822*** (0.0530)	1.0180*** (0.0478)	1.0965*** (0.0166)
MA (3)	0.9219*** (0.0242)	0.9226*** (0.0249)	0.9273*** (0.0414)	0.9407*** (0.0437)	0.9436*** (0.0397)	0.9076*** (0.0566)
Hipótesis Oportunista						
CPE		0.0327* (0.0216)	0.0279 (0.0207)		0.0066 (0.0177)	0.0030 (0.0177)
CPE_POST		-0.0172 (0.0215)	-0.0214 (0.0206)		-0.0360* (0.0177)	-0.0366* (0.0175)
Dummies eventos						
DN_98			-0.0255 (0.0186)			-0.0194 (0.0169)
DN_05			0.0087 (0.0208)			-0.0213 (0.0120)
DN_10			0.0087 (0.0257)			0.0075 (0.0174)
DN_11			-0.0262 (0.0361)			-0.0286 (0.0240)
Estadísticos						
Durbin-Watson	2.0822	2.1408	1.9892	1.9506	2.0733	2.1043
Schwarz	-3.0716	-3.0196	-2.9050	-3.8299	-3.7916	-3.5337
R ²	0.7705	0.7789	0.7926	0.7917	0.8099	0.8103

Errores estándar entre paréntesis.

***Estadísticamente significativo al 1%.

**Estadísticamente significativo al 5%.

*Estadísticamente significativo al 10%.

Los resultados para el crecimiento de la emisión son más contundentes a los encontrados para M1 (Tabla 8). Los coeficientes de la variable CPE y CPE_POST muestran el signo correcto y son estadísticamente significativos con más del 99% de confianza, en todas las especificaciones (1-3) en ambos períodos. Los resultados confirman lo observado en los Gráficos 17 y 18 del análisis estadístico, en donde es evidente el ciclo político de la variable asociada

a la política monetaria. El coeficiente de la variable CPE muestra que el crecimiento de la emisión se encuentra entre 3.50%-4.37% por arriba del promedio observado durante el año de las elecciones, tanto en el período 1986-2011 como en el de 1996-2011. Por su parte, el coeficiente de CPE_POST indica una disminución de la emisión de entre -5.4% y -4.3% que, en promedio, es también mayor durante el primer año del nuevo gobierno, tanto en el período completo como en el sub-período 1996-2011.

Tabla 8. CPE de la emisión monetaria

Modelo	Período 1986-2011			Período 1996-2011		
	1	2	3	1	2	3
C	0.1326*** (0.0205)	0.1279*** (0.0196)	0.1291*** (0.0197)	0.1080*** (0.0132)	0.1113*** (0.0141)	0.1109*** (0.0144)
AR (1)	0.9115*** (0.0629)	0.8528*** (0.0611)	0.8458*** (0.0598)	0.7481*** (0.1001)	0.7573*** (0.1048)	0.7375*** (0.1014)
AR (4)	-0.5801*** (0.0889)	-0.5304*** (0.0828)	-0.5642*** (0.0777)	-0.5477*** (0.1119)	-0.5586*** (0.1135)	-0.6420*** (0.0994)
AR (5)	0.4193*** (0.0872)	0.4188*** (0.0808)	0.4564*** (0.0771)	0.3163*** (0.1203)	0.3683*** (0.1231)	0.4668*** (0.1147)
MA (3)	0.2339*** (0.1116)	0.3260*** (0.1061)	0.4152*** (0.1026)	0.2508** (0.1381)	0.2930*** (0.1424)	0.4716*** (0.1408)
Hipótesis Oportunista						
CPE		0.0350*** (0.0126)	0.0358*** (0.0119)		0.0431*** (0.0151)	0.0437*** (0.0133)
CPE_POST			-0.0438*** (0.0134)	-0.0404*** (0.0125)		-0.0584*** (0.0156)
Dummies eventos						
DN_98				0.0289 (0.0202)		0.0332** (0.0185)
DN_05				-0.0399** (0.0200)		-0.0367** (0.0181)
DN_10				0.0364 (0.0209)		0.0393** (0.0198)
DN_11				-0.0498 (0.0358)		-0.0519* (0.0335)
Estadísticos						
Durbin-Watson	2.0154	2.1145	2.0804	1.9171	1.9451	1.8694
Schwarz	-3.3486	-3.4683	-3.3789	-3.2201	-3.4316	-3.3313
R ²	0.7607	0.7812	0.8002	0.6069	0.7206	0.7618

Errores estándar entre paréntesis.

***Estadísticamente significativo al 1%.

**Estadísticamente significativo al 5%.

*Estadísticamente significativo al 10%.

En resumen, las estimaciones realizadas apoyan la teoría del CPE, particularmente, en el caso de la emisión, ya que se encuentra un aumento estadísticamente significativo en el crecimiento del dinero durante el año de las elecciones presidenciales y una disminución en el primer año del nuevo gobierno. Los resultados expuestos

son a su vez robustos a cambios en la especificación del modelo, consistentes en variar el número de rezagos del crecimiento del dinero e incluir otras variables, además de estar en línea con lo obtenido en la sección anterior.

3.2.2. Ciclo político-económico (CPE) en el producto

De acuerdo a Larraín y Assael (1994; 1995), el efecto de las motivaciones electorales de los partidos y los gobernantes es uno de los más controversiales en la literatura. Básicamente, el modelo de Nordhaus (1975) es el único que predice un aumento sistemático del crecimiento del producto relacionado con el ciclo electoral. Entre los modelos de expectativas racionales hay algunos que no predicen ningún cambio en el crecimiento de la economía (Rogoff, 1987; Rogoff y Sibert, 1988), y otros que predicen pequeños booms preelectorales, pero en forma menos sistemática y de menor intensidad y duración que en el modelo de Nordhaus (Persson y Tabellini, 1990). El modelo desarrollado por Assael y Larraín (1994) predice, al igual que en el modelo de Nordhaus, ciclos regulares en la tasa de crecimiento del producto relacionados con el ciclo electoral. Sin embargo, a diferencia del modelo de Nordhaus, en Assael y Larraín la tasa de crecimiento del producto también puede ser decreciente, lo que depende del valor de los parámetros estructurales del modelo.

La forma de verificar cuál hipótesis se aproxima más a la realidad guatemalteca fue estimar el modelo parecido al

utilizado por Assael y Larraín (1995) de forma siguiente:

$$pib_t = \beta_0 + \beta_1 pib_{t-1} + \beta_2 pib_{t-2} + \dots + \beta_n pib_{t-n} + \beta_{n+1} CPE_N + \varepsilon_t \quad (8)$$

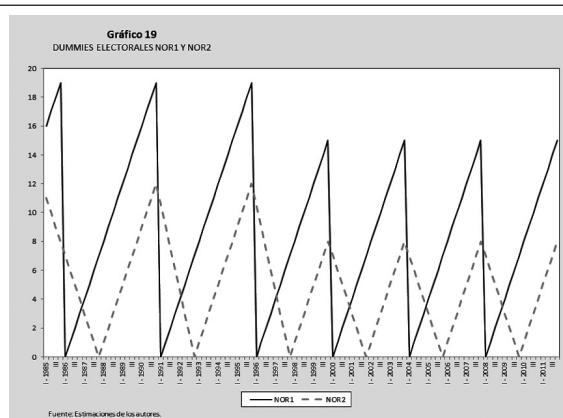
donde pib , es el crecimiento real anual del producto en el trimestre t . La variable CPE_N refleja el ciclo electoral y sus especificaciones son las mismas que las utilizadas en el estudio de las variables monetarias (Ver Tabla 6). Sin embargo, cabe indicar que las especificaciones de las variables CPE captan si es que existe un aumento del crecimiento del producto previo a las elecciones (cuánto antes depende de la especificación de la variable CPE), pero dada su forma binomial (toma el valor 1 o cero) no reflejan la forma de este aumento, por lo que se probaron otras especificaciones de la variables *dummies* electoral que se aplican a las predicciones del CPE tipo Nordhaus (1975) y Assael y Larraín (1994) (es decir, la existencia de ciclos regulares en el crecimiento del producto), con el fin de que se pueda captar de mejor forma la trayectoria y duración del crecimiento del producto relacionado con el ciclo electoral. En línea con lo propuesto por Assael y Larraín (1995), la nueva especificación para la variable *dummy* electoral fue la siguiente:

Tabla 9. Definición de la variable *dummy* incluida en el análisis de intervención

1. Variable electoral tipo Nordaus

NOR_1 = 0 en el primer trimestre después de las elecciones presidenciales y aumenta de uno en uno cada trimestre, hasta llegar al trimestre de las siguientes elecciones; el siguiente trimestre vuelve a valer 0 y así sucesivamente.

NOR_2 = una variable NOR_1 modificada, la cual refleja ciclos regulares en el crecimiento del producto relacionados con el ciclo electoral, pero, en vez de que el crecimiento caiga bruscamente el trimestre después de las elecciones, éste cae en forma “suave” hasta alcanzar un mínimo, y luego vuelve a repuntar con un crecimiento sostenido hasta el trimestre de las elecciones siguientes.



En el Gráfico 19 se observa que NOR_1 refleja ciclos regulares en el crecimiento del producto de igual duración que el período electoral, de la misma forma en que es descrito por los modelos de Nordhaus (1975) y Assael y Larraín (1994). Por su parte, NOR_2 refleja ciclos regulares en el crecimiento del producto relacionados con el ciclo electoral, pero, en vez de que el crecimiento caiga bruscamente el trimestre después de las elecciones, éste cae en forma “suave” hasta alcanzar un mínimo, y luego vuelve a repuntar con un crecimiento sostenido hasta el trimestre de las elecciones siguientes.

En la Tabla 10 se observan los resultados econométricos de todas las especificaciones (1-4) de la variable del CPE del PIB para ambos períodos. Durante el período 1986-2011, la variables CPE y CPE_POST tienen el signo esperado, lo que es consistente con el modelo de Nordhaus, no obstante, únicamente la variable CPE_POST es estadísticamente significativa en las especificaciones (2) y (3), a un 95% y 90% de confianza respectivamente. En este período, la variable *dummy* suavizada NOR_2 es significativa y del signo esperado, sin embargo, indica que en los años de las elecciones el crecimiento del PIB es, en promedio, únicamente mayor en 0.008%, lo cual

no es económicamente significativo en comparación con la magnitud obtenida a través del análisis estadístico.

La evidencia econométrica para el período 1996-2011 es aún más débil cuando se evalúa el ciclo político-económico con las variables *dummies* CPE y CPE_POST, las cuales no son significativas en ninguna de las especificaciones, aunque sí muestran el signo esperado. En el caso de las variables *dummies* NOR_1 y NOR_2 son estadísticamente significativas al 90% de confianza, aunque con coeficientes considerablemente bajos (entre 0.00% y 0.15%). Esto indica que, en promedio, la tasa de crecimiento del producto en año de las elecciones es levemente mayor a la tendencia. No obstante, debido al nivel de significancia (10%), la evidencia a favor de que la proximidad de las elecciones presidenciales se refleje en un aumento del crecimiento del producto es débil. Nótese que en Guatemala los gobiernos han tenido diferentes duraciones (en general 5 ó 4 años), por lo que los ciclos que refleja NOR_1 y NOR_2 no tienen exactamente la misma forma para cada administración. Sin embargo se probaron diferentes formas posibles de estas dummies (manteniendo la característica básica de reflejar un aumento sostenido del crecimiento del producto a lo largo plazo del período electoral) con resultados similares.

Tabla 10. CPE del producto interno bruto

Modelo	Período 1986-2011				Período 1996-2011			
	1	2	3	4	1	2	3	4
C	0.0326*** (0.0016)	0.0339*** (0.0018)	0.0336*** (0.0018)	0.0329*** (0.0032)	0.0340*** (0.020)	0.0334*** (0.0018)	0.0338*** (0.0020)	0.0322*** (0.0042)
AR (1)	1.3279*** (0.0410)	1.2595*** (0.0594)	1.2576*** (0.0602)	1.2774*** (0.0539)	0.7598*** (0.0688)	0.7742*** (0.0703)	0.7867*** (0.0695)	0.7961*** (0.0706)
AR (3)	-0.4308*** (0.0350)	-0.3874*** (0.0460)	-0.3861*** (0.0462)	-0.4042*** (0.0418)				
AR (8)					-0.1998*** (0.0640)	-0.1599*** (0.0678)	-0.1608*** (0.0699)	-0.1687*** (0.0735)
MA (1)	0.3667*** (0.0732)	0.3711*** (0.1119)	0.3776*** (0.1182)	0.3414*** (0.1094)	1.0862*** (0.0242)	0.6794*** (0.0809)	0.7136*** (0.0854)	0.6842*** (0.0856)
MA (2)	-0.8243*** (0.1121)	-0.6135*** (0.1126)	-0.6216*** (0.1283)	-0.6585*** (0.1164)				
MA (12)					0.0864*** (0.0080)	-0.3202*** (0.0962)	-0.2864*** (0.0934)	-0.3158* (0.0938)
Hipótesis Oportunista								
CPE		0.0003 (0.0010)	0.0006 (0.0010)			0.0017 (0.0015)	0.0009 (0.0017)	
CPE_POST		-0.0020** (0.0010)	-0.0017* (0.0010)			0.0008 (0.0014)	0.0003 (0.0014)	
NOR_1				0.0000 (0.0000)				0.0001* (0.0000)
NOR_2				0.0008* (0.0000)				0.0015* (0.0009)
Dummies eventos								
DN_98			0.0005 (0.0007)	-0.0008 (0.0012)			-0.0007 (0.0023)	-0.0008 (0.0010)
DN_05			-0.0008 (0.0008)	-0.0013 (0.0010)			-0.0003 (0.0015)	-0.0017* (0.0010)
DN_10			0.0001 (0.0013)	-0.0004 (0.0013)			-0.0024 (0.0016)	-0.0002 (0.0014)
DN_11			0.0019 (0.0021)	-0.0008 (0.0024)			0.0036 (0.0037)	-0.0004 (0.0024)
Estadísticos								
Durbin-Watson	1.9409	2.1455	2.1253	2.1018	2.2929	1.9891	1.9540	1.9645
Schwarz	-8.5820	-8.4376	-8.2776	-8.2397	-8.1844	-7.8722	-7.6490	-7.6743
R ²	0.9412	0.9378	0.9390	0.9366	0.9273	0.9128	0.9159	0.9180

Errores estándar entre paréntesis.

***Estadísticamente significativo al 1%.

**Estadísticamente significativo al 5%.

*Estadísticamente significativo al 10%.

Como se señaló anteriormente, los test estadísticos realizados en este apartado, no ofrecen una evidencia contundente a favor del CPE en el crecimiento económico, del tipo Nordhaus (1975) y de Assael y Larraín (1994), ya que indican la existencia estadísticamente significativa de ciclos regulares en el crecimiento únicamente en algunas especificaciones. Los resultados estadísticos de estas especificaciones, en comparación con lo obtenido en la sección de análisis de las tendencias macroeconómicas, son más débiles y apoyan levemente la tesis de que el ciclo en el crecimiento del producto dura lo mismo que el ciclo electoral, y podrían señalar únicamente la existencia de un aumento en la tasa de crecimiento promedio durante algunos trimestres antes de la elecciones (y en el trimestre de la elección).

3.2.3. Ciclo político-económico (CPE) en la inflación

El modelo de Nordhaus (1975), dependiendo de la exacta estructura de rezagos de la curva de Phillips, predice un

aumento en la tasa de inflación antes y/o después de las elecciones. Assael y Larraín (1994) permiten distintas trayectorias de la tasa de inflación dependiendo de los parámetros estructurales de la economía, como por ejemplo, una disminución de la inflación antes de las elecciones asociadas a una curva de Phillips con pendiente negativa. Los modelos de Rogoff y Sibert (1988) y de Persson y Tabellini (1990) predicen un aumento en la tasa de inflación inmediatamente después de las elecciones. Para verificar estas predicciones, se corrieron regresiones del tipo:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-2} + \dots + \beta_n \pi_{t-n} + \beta_{n+1} CPE_N + \varepsilon_t \quad (9)$$

donde π_t es la tasa de crecimiento anual del índice de precios al consumidor. Al igual que en los ejercicios anteriores, el número de rezagos de la tasa de inflación como variable explicativa se escogió de acuerdo al test de Schwarz. Se probó la significancia estadística de las siguientes variables *dummies*, las cuales indican un aumento de la tasa de inflación de acuerdo a la especificación que aparece a continuación:

Tabla 11. Definición de las variables dummies incluidas en el análisis de intervención

1. Variable cíclica electoral y para trimestres antes y después de la elección	CPE_1 = 1 los dos trimestres que preceden a las elecciones, el trimestre de la elección y un trimestre después de ellas, y 0 en los otros casos. CPE_2 = 1 el trimestre de la elección y los dos trimestres siguientes a ella, y 0 en los otros casos. CPE_3 = 1 los tres trimestres siguientes a las elecciones, y 0 en los otros casos.
2. Variables para desastres naturales	D_año = 1 en el año 1998, 2005, 2010 y 2011, 0 en los otros casos.

Estas nuevas especificaciones captan eventuales aumentos en la tasa de inflación alrededor de las elecciones (el caso de CPE_1, que indicaría un aumento antes, durante y después de las elecciones), y/o después de ellas. Los resultados encontrados se presentan a continuación en la Tabla 12.

Tabla 12. CPE del índice de precios al consumidor

Modelo	Período 1986-2011			Período 1996-2011		
	1	2	3	1	2	3
C	0.0636*** (0.0239)	0.0560*** (0.0174)	0.0691*** (0.0150)	0.0659*** (0.0065)	0.0640*** (0.0065)	0.0674*** (0.0066)
AR (1)	1.2876*** (0.0481)	1.2873*** (0.0478)	1.3077*** (0.0485)	0.7872*** (0.1229)	0.7988*** (0.1233)	0.8265*** (0.1223)
AR (2)				-0.2450** (0.1212)	-0.2490** (0.1213)	-0.2568** (0.1236)
AR (3)	-0.3034*** (0.0462)	-0.3022*** (0.0455)	-0.3249*** (0.0462)			
MA (2)				0.9542*** (0.0229)	0.9999*** (0.0416)	0.9999*** (0.1037)
MA (4)	-0.9662*** (0.0140)	-0.9998*** (0.0248)	-0.9999*** (0.0313)			
Hipótesis Oportunista						
CPE_1		0.0021 (0.0047)	0.0045 (0.0076)		-0.0031 (0.0053)	-0.0051 (0.0056)
CPE_2		-0.0014** (0.0008)	0.0004 (0.0013)		-0.0038*** (0.0011)	-0.0022 (0.0015)
CPE_3		0.0027*** (0.0010)	0.0078*** (0.0032)		0.0035*** (0.0014)	0.0066* (0.0036)
Dummies eventos						
DN_98			0.0142* (0.0089)			0.0088 (0.0064)
DN_05			0.0094 (0.0081)			0.0078 (0.0065)
DN_10			-0.0036 (0.0045)			0.0013 (0.0047)
DN_11			-0.0128 (0.0091)			-0.0065 (0.0066)
Estadísticos						
Durbin-Watson	1.8349	1.7879	1.8134	1.9514	1.9482	1.9992
Schwarz	-4.8957	-4.8194	-4.6452	-5.7249	-5.6162	-5.4420
R ²	0.9496	0.9524	0.9526	0.7665	0.7858	0.8034

Errores estándar entre paréntesis.

***Estadísticamente significativo al 1%.

**Estadísticamente significativo al 5%.

*Estadísticamente significativo al 10%.

Los coeficientes de las variables dummies utilizadas indican que hay un aumento en la tasa de inflación durante y después de las elecciones en ambos períodos, aunque los coeficientes son estadísticamente significativos a diferentes niveles de confianza. Los coeficientes de las

variables CPE_2 y CPE_3 tienen signo positivo, pero la única variable estadísticamente significativa con más de 99% de confianza es CPE_3 en ambos períodos. A su vez, el coeficiente negativo (aunque no estadísticamente significativo en todas las especificaciones) de la variable

CPE_2 en el período 1986-2011 y 1996-2011 sugiere que se registra una leve disminución de la inflación en el trimestre de la elección y en los dos trimestres siguientes a ellas. Por su parte, en el período 1996-2011, el coeficiente negativo de la variable CPE_1 podría indicar que existe una leve disminución de la inflación en los trimestres previos a la elección, sin embargo, esta variable resultó ser estadísticamente no significativa a los niveles de confianza usualmente utilizados. Es decir, la evidencia econométrica para Guatemala de algunas especificaciones en el período 1986-2011 indica que el aumento en la tasa de inflación se produciría en las elecciones y después de ellas, lo que se aproxima más a las predicciones del modelo de Rogoff y Sibert (1988) y Persson y Tabellini (1990) que a las de Nordhaus (1975). De todas formas los coeficientes de las variables *dummies* indican que este aumento en la tasa de inflación durante las elecciones es muy bajo en términos reales. Específicamente el coeficiente de CPE_3 se ubica entre 0.0027 y 0.0078, por lo que, en promedio, habría un aumento de entre 0.27% y 0.78% en la tasa de inflación durante la elección y el trimestre posterior a la misma durante el período 1986-2011 y de entre 0.35%-0.66% en el período 1996-2011. Como puede apreciarse, los resultados económicos apoyan parcialmente lo obtenido en el análisis estadístico. En el caso del período 1996-2006, consideramos que la poca evidencia econométrica a favor del CPE en la inflación, es reflejo

del nuevo marco institucional, del fortalecimiento de la independencia y autonomía del Banco de Guatemala y de la reciente adopción del EMEI por parte de la autoridad monetaria, lo que ha impactado en la moderación del ciclo político-económico sobre la inflación, particularmente, en el segundo período de análisis.

3.2.4. Ciclo político presupuestal (CPP)

De acuerdo con la bibliografía consultada (Khemani, 2000; Akhmedov et al., 2002 y 2003; Medina, 2003; Drazen y Eslava, 2003; Goncalvez y Veiga, 2004; Brender y Drazen, 2005a; Shi y Svensson, 2006) y en una línea similar a lo propuesto por López-Calix (2001) para Guatemala se estima un modelo autorregresivo básico:

$$fiscal_t = \beta_0 + \beta_1 fiscal_{t-1} + \beta_2 fiscal_{t-2} + \dots + \beta_n fiscal_{t-n} + \beta_{n+1} CPE_N + \varepsilon_t \quad (10)$$

en donde la variable dependiente *fiscal* representa el crecimiento, en términos absolutos, de las variables gasto total como porcentaje del PIB y del resultado fiscal también como porcentaje del PIB. Al igual que en los ejercicios anteriores, la presencia de CPPs se reflejaría en coeficientes estadísticamente significativos para las variables *dummies* que se detallan a continuación:

Tabla 13. Definición de las variables dummies incluidas en el análisis de intervención

1. Variable electoral y post electoral	ELEC = 1 en los cuatro trimestres del año electoral, 0 en los otros casos.
2. Variables para desastres naturales	POST_ELEC = 1 en los cuatro trimestres del año post electoral, 0 en los otros casos. D_año = 1 en el año 1998, 2005, 2010 y 2011, 0 en los otros casos.

La Tabla 14 sintetiza las estimaciones del CPP en el indicador de gasto/PIB (en términos reales) para Guatemala durante ambos períodos. Cabe indicar que el signo positivo en este indicador fiscal, señala un aumento en puntos porcentuales con respecto al mismo trimestre del año anterior. Al respecto, únicamente la variable POST_ELEC confirma la presencia parcial del ciclo presupuestario en la política fiscal en el período 1996-2011, es decir, que en el primer año de gobierno el gasto/PIB tiende, en promedio, a disminuir. La variable POST_ELEC no es estadísticamente significativa durante

el período 1986-2011. Por su parte, la variable ELEC no es estadísticamente significativa y aparece en todas las especificaciones de ambos períodos con el signo contrario (negativo) al esperado. Estos datos confirman, de manera parcial, lo que se observa en el Gráfico 18 sobre la existencia del CPP en esta variable, en el que queda claro que el CPP en el gasto/PIB real, durante 1996-2011 aumenta a tasas relativamente constantes en el 2do., 3ro. y 4to. año y disminuye durante el primer año del siguiente gobierno.

Tabla 14. CPE del gasto como porcentaje del PIB

Modelo	Período 1986-2011			Período 1996-2011		
	1	2	3	1	2	3
C	0.2378*** (0.44199)	0.7780* (0.5710)	0.7778* (0.5730)	0.3858 (0.4859)	1.017* (0.6178)	1.097* (0.6263)
MA (1)	0.3249*** (0.0826)	0.2971*** (0.0831)	0.3116*** (0.0851)	0.2992*** (0.1091)	0.2344*** (0.1084)	0.2602*** (0.1076)
MA (2)	0.4551*** (0.0842)	0.4228*** (0.0844)	0.4341*** (0.0849)	0.3684*** (0.1105)	0.3171*** (0.1074)	0.3502*** (0.1016)
MA (3)	0.2385*** (0.0836)	0.2068*** (0.0841)	0.2221*** (0.0892)	0.2500*** (0.1133)	0.2058*** (0.1053)	0.2786*** (0.1039)
MA (4)	-0.5144*** (0.0803)	-0.5455 *** (0.080)	-0.5529 *** (0.0821)	-0.5141*** (0.1075)	-0.5617*** (0.1053)	-0.6076*** (0.1016)
Hipótesis Oportunista						
ELEC		-1.1886 (1.1043)	-1.2083 (1.1014)		-0.1043 (1.1974)	-0.1210 (1.2000)
POST_ELEC		-1.2082 1.1493	1.1248 (1.1452)		-2.4772** (1.2082)	-2.4460** (1.2020)
Dummies eventos						
DN_98			-0.2806 (1.3527)			-1.9080 (1.9137)
DN_05			-2.1206 (1.5821)			-2.2592 (1.5145)
DN_10			1.7649 (2.2205)			1.5773 (1.9823)
DN_11			-0.5064 (2.8233)			-2.3255 (2.5318)
Estadísticos						
Durbin-Watson	2.0802	2.0767	2.1090	2.0161	2.0499	2.0087
Schwarz	5.2463	5.3194	5.4583	5.1833	5.2498	5.4064
R ²	0.3435	0.3541	0.3792	0.3274	0.3688	0.43

Errores estándar entre paréntesis.

***Estadísticamente significativo al 1%.

**Estadísticamente significativo al 5%.

*Estadísticamente significativo al 10%.

Por su parte, la Tabla 15 muestra los resultados obtenidos para el indicador del balance fiscal como porcentaje del PIB. Cabe indicar que el signo positivo en este indicador fiscal, está asociado a una reducción en puntos porcentuales con respecto al mismo trimestre del año anterior. En este caso, al considerar el alto grado de significación y valor positivo que la variable POST_ELEC contiene para ambos períodos en las especificaciones (2) y (3), se podría afirmar, en línea con lo obtenido por López-Calix (2001), que los déficits fiscales del año post-electoral posiblemente estén fuertemente influenciados por los altos déficits promedio de los años previos, lo que a su vez es consistente con la evolución de este indicador,

particularmente, durante el período 1996-2011, tal como se pudo observar en el Gráfico 18. Esto indicaría que para el caso de Guatemala, el CPPs durante el período 1996-2011 podría ser de mayor amplitud (3 años) que el ciclo bianual tradicional y da inicio en el año preelectoral (López-Calix, 2001). Adicionalmente, es importante apuntar que la variable de desastres naturales D_10, la cual captura el impacto de los desastres naturales (depresión tropical Agatha y erupción del volcán de Pacaya) durante 2010, es estadísticamente significativa al 99% de confianza y registra el signo correcto (positivo), lo que indica que la variación del déficit en ese año fue en promedio más alta que en el resto del período.

Tabla 15. CPE del resultado fiscal como porcentaje del PIB

Modelo	Período 1986-2011			Período 1996-2011		
	1	2	3	1	2	3
C	-0.0892* (0.0528)	-07127** (0.3350)	-0.7094** (0.3175)	-0.1391 (0.1025)	-08026* (0.4676)	-0.8109* (0.4811)
AR (4)	0.2998*** (0.0955)	0.3350*** (0.0956)	0.2905*** (0.0967)	0.2606** (0.1241)	02767** (0.1233)	0.2001* (0.1260)
MA (4)	-0.9646*** (0.0232)	-0.9648*** (0.0232)	-0.9998*** (0.0595)	-0.9476*** (0.0293)	-0.9468*** (0.0293)	-0.9999*** (0.0154)
Hipótesis Oportunista						
ELEC		0.6703 (0.8207)	0.8427 (0.7622)		0.5171 (1.0845)	0.9522 (1.0730)
POST_ELEC		2.0524** (0.8795)	1.8885** (0.8805)		2.3704** (1.1764)	2.2000** (1.1994)
Dummies eventos						
DN_98			1.2148 (1.7777)			2.5969 (2.7793)
DN_05			0.4168 (2.0068)			0.6128 (1.9193)
DN_10			-3.5215*** (1.1507)			-4.1149*** (1.3683)
DN_11			-0.2004 (1.1746)			-0.2956 (2.040)
Estadísticos						
Durbin-Watson	1.9121	2.0389	1.9809	1.6921	1.8056	1.6425
Schwarz	5.0968	5.1356	5.2657	5.1517	5.2196	5.4079
R ²	0.3303	0.3633	0.3934	0.3362	0.3762	0.4193

Errores estándar entre paréntesis.

***Estadísticamente significativo al 1%.

**Estadísticamente significativo al 5%.

*Estadísticamente significativo al 10%.

3.2.5. Ciclo político del tipo de cambio (CPTC)

En el caso del CPTC, se utiliza como metodología econométrica un modelo parecido al de Setzer (2006), el cual permite evaluar, a través de un modelo ARIMA, las siguientes hipótesis del modelo oportunista:

Hipótesis No.1 del CPTC: Existe una apreciación nominal antes de las elecciones y una depreciación nominal después de las elecciones.

Hipótesis No.2 del CPTC: El tipo de cambio real se aprecia antes de las elecciones y se deprecia después de las elecciones.

En línea con lo empleado en la evaluación de los otros CPEs, hacemos uso de la formulación general de un modelo ARIMA, el cual puede expresarse de la siguiente forma:

$$\Delta^d y_t = \mu + \frac{\vartheta_q(L)}{\vartheta_p(L)} a_t, t=1, \dots, T \quad (11)$$

en donde el polinomio $\vartheta_q(L)$ y $\vartheta_p(L)$, en el operador de rezagos L, cumple con las propiedades de invertibilidad y estacionariedad, y_t es la variable en la cual se evalúa la presencia de efectos del ciclo político, $\Delta=1-L$ es el operador de diferencia, μ es una constante y a_t es un

proceso estocástico ruido blanco con varianza finita. La aplicación del análisis de intervención implica la introducción de cierto número (k) de variables cualitativas explicativas (*dummies*), D_{kt} , en la ecuación X de forma que:

$$\Delta^d y_t = \mu + \sum \delta_k \Delta^d D_{kt} + \frac{\theta_q(L)}{\theta_p(L)} a_t, t=1, \dots, T; k=1, \dots, K. \quad (12)$$

Los resultados del análisis de intervención dependerán de la forma en como diseñemos la estrategia de intervención y el procedimiento que se utilice para estimar los efectos de las motivaciones políticas.

El primer paso del proceso de especificación de los modelos consiste en identificar y estimar un modelo ARIMA

con análisis de intervención en los que no se incluyeran las variables asociadas a la hipótesis oportunista No.1 y No.2 (especificación (1)). Por tal motivo, el análisis de intervención introducido posteriormente en las especificaciones (2), (3) y (4) intentan capturar el impacto transitorio o permanente de ciertos eventos extraordinarios que afectaron la evolución del tipo de cambio nominal y real, en los períodos analizados. Consecuentemente, el siguiente paso fue la inclusión en el modelo de variables cualitativas correspondientes a la hipótesis oportunista No.1 y No.2 (especificaciones (2), (3) y (4)).

A continuación se discute las implicaciones que tiene la incorporación de los grupos de las variables cualitativas incluidas en el modelo ARIMA (Tabla 16).

Tabla 16. Definición de las variables *dummies* incluidas en el análisis de intervención

1.	Variable electoral y post electoral	ELEC = 1 en el año electoral, 0 en los otros casos. POST_ELEC = 1 en el año post electoral, 0 en los otros casos.
2.	Variable cíclica para trimestres antes, durante y después de la elección	CPE_TCN = -1 en el trimestre de las elecciones y en los tres trimestres antes de las elecciones, 1 en los cuatro trimestres después de las elecciones, 0 en los otros casos. CPE_ITCR= 1 en el trimestre de las elecciones y en los tres trimestres antes de las elecciones, -1 en los cuatro trimestres después de las elecciones, 0 en los otros casos.
3.	Variables para desastres naturales	D_año = 1 en el año 1998, 2005, 2010 y 2011, 0 en los otros casos.

El uso de los dos primeros grupos de variables cualitativas es de uso relativamente común cuando se examinan los CPTC y se han utilizado ampliamente, aunque ambos tienen diferentes implicaciones desde el punto de vista conceptual y teórico. Por ejemplo, el grupo 2 impone la restricción de que una variación de la variable en cuestión en el período electoral debería ser cancelada por otra de la misma magnitud, pero de signo contrario, en el período post-electoral. Dentro de este grupo, las variables CPE_TCN y CPE_ITCR buscan capturar un ciclo que incluye los tres trimestres anteriores a la elección, el de la elección y los cuatro trimestres post-electorales. Esta variable especifica un ciclo en el estricto sentido de la palabra, es decir, impone un efecto neto a lo largo del período de cero. En teoría, esta condición no tiene que ser necesariamente verificada. Por eso, es conveniente contrastar la presencia de esta alternativa

con un escenario alternativo más flexible, el cual es representado por el grupo 1(ELEC y POST_ELEC). La Tabla 17 muestra los resultados de las regresiones de las variables electorales del ciclo político-económico del tipo de cambio nominal. Cuando se evalúa el período 1986-2011, ninguna de las variables del CPTC es estadísticamente significativa a los niveles de confianza convencionales, sin embargo, en el período 1996-2011, los resultados arrojan evidencia parcial sobre la existencia de un CPTC. Al respecto, el coeficiente de la variable POST_ELEC tiene el signo correcto (positivo) y es estadísticamente significativa, lo que indicaría que, en promedio, existe una depreciación del tipo de cambio nominal más fuerte en el año post-electoral durante dicho período (aproximadamente 2.2% trimestral).

Tabla 17. CPE del tipo de cambio nominal

Modelo	Período 1986-2011				Período 1996-2011			
	1	2	3	4	1	2	3	4
C	0.0337** (0.0168)	0.0338** (0.0183)	0.0342* (0.0166)	0.0377** (0.0169)	0.0201* (0.0118)	0.0110* (0.0108)	0.0172* (0.0116)	0.0150* (0.0126)
AR (1)					0.7307*** (0.1323)	0.8104*** (0.1234)	0.7857*** (0.1297)	0.0853*** (0.1248)
AR (2)					-0.2847** (0.1340)	-0.3575*** (0.1070)	-0.2983*** (0.1345)	-0.3649*** (0.1290)
MA (1)	1.0338*** (0.0440)	1.0270*** (0.0445)	1.0271*** (0.0445)	1.0723*** (0.0478)	0.7421*** (0.0844)	0.7376*** (0.1013)	0.7677*** (0.0899)	0.7168*** (0.0974)
MA (2)	1.0638*** (0.0383)	1.0577*** (0.0384)	1.0578*** (0.0383)	1.0538*** (0.0383)	0.7729*** (0.1082)	0.7662*** (0.0872)	0.7917*** (0.0858)	0.6781*** (0.0601)
MA (3)	0.9383*** (0.0357)	0.9367*** (0.0360)	0.9368*** (0.0360)	0.9814*** (0.028)	0.9743*** (0.0681)	0.9769*** (0.0355)	0.9800*** (0.0517)	0.9612*** (0.0757)
Hipótesis Oportunista								
ELEC		0.0142 (0.0200)				0.0084 (0.0074)		
POST_ELEC		-0.0124 (0.0199)				0.0220*** (0.0075)		
CPE_TCN			-0.0133 (0.0119)	-0.0138 (0.0120)			0.0053 (0.0046)	0.0026 (0.0047)
Dummies eventos								
DN_98				0.0157 (0.0129)				0.0079* (0.0049)
DN_05				0.0090 (0.0151)				0.0006 (0.0038)
DN_10				0.0050 (0.0186)				0.0081 (0.0052)
DN_11				-0.0199 (0.0233)				-0.0021 (0.0127)
Estadísticos								
Durbin-Watson	1.9245	1.9608	1.9619	1.9877	1.9884	1.9252	2.0792	1.9642
Schwarz	-3.2863	-3.208955	-3.2535	-3.100	-5.0631	-5.0522	-5.0240	-4.811
R ²	0.7821	0.7847	0.7847	0.7902	0.8998	0.9111	0.9024	0.9069

Errores estándar entre paréntesis.

***Estadísticamente significativo al 1%.

**Estadísticamente significativo al 5%.

*Estadísticamente significativo al 10%.

Al igual que en el caso del tipo de cambio nominal, los resultados obtenidos del CPTC real en ambos períodos, indican que no existe evidencia econométrica cuando se utilizan las variables del grupo (2), es decir CPE_ITCR, para medir el ciclo económico-político. Al respecto, el

signo esperado del coeficiente de la dummy CPE_ITCR no fue el esperado (positivo), indicando que el quetzal se apreciaría, en términos reales, en los trimestres antes de la elección y se depreciaría en el período post-electoral. Se debe recordar que en nuestro cálculo del ITCR un

cambio positivo (negativo) del índice está asociado a una apreciación (depreciación) real (ver Anexo). No obstante, los resultados econométricos confirman parcialmente la hipótesis oportunista No.1 cuando se utilizan las variables del grupo (1), aunque únicamente durante el período 1996-2011, ya que a un nivel de confianza del 90% la variable POST_ELEC es estadísticamente significativa y del signo esperado. La variable ELEC no muestra el signo esperado, a pesar de ser estadísticamente significativa. Para tener una idea de la magnitud de los efectos que predice el modelo, consideremos el coeficiente CPE_ITCR en

las especificación (2) durante el período 1996-2011. El coeficiente de la CPE_ITCR se ubica aproximadamente en -0.0170, lo que sugiere que, manteniendo todo lo demás constante, en los cuatro trimestres después de las elecciones el tipo de cambio real se deprecia en 1.7%. Por lo tanto, *ceteris paribus*, la moneda doméstica se aprecia, en términos reales, en aproximadamente 6.8% durante el año de las elecciones, una situación que es consistente con los hallazgos en la inspección gráfica de los datos en la sección de las tendencias macroeconómicas (Gráfico 18).

Tabla 18. CPE del índice de tipo de cambio real

Modelo	Periodos 1986-2011				Periodos 1996-2011			
	1	2	3	4	1	2	3	4
C	0.0306** (0.0154)	0.0283* (0.0168)	0.0303** (0.0148)	0.0347*** (0.0164)	0.0263* (0.0169)	0.0367** (0.0177)	0.0264* (0.0167)	0.0267* (0.0168)
AR (1)					1.1005*** (0.0780)	1.1148*** (0.0761)	1.1322*** (0.0766)	1.1536*** (0.0762)
AR (3)					-0.4422*** (0.0954)	-0.4557*** (0.0939)	-0.4589*** (0.0958)	-0.4772*** (0.0958)
AR (5)					0.1492*** (0.0770)	0.1602*** (0.0759)	0.1452*** (0.0759)	0.1464*** (0.0750)
MA (1)	0.9201*** (0.0616)	0.9106*** (0.0643)	0.9143*** (0.0642)	0.9216*** (0.0776)				
MA (2)	1.0662*** (0.0292)	1.0648*** (0.0305)	1.0650*** (0.0310)	1.0737*** (0.0596)				
MA (3)	0.8252*** (0.0556)	0.8186*** (0.0576)	0.8228*** (0.0568)	0.8330*** (0.0612)				
Hipótesis Oportunista								
ELEC		-0.0178 (0.0205)				-0.0244*** (0.0102)		
POST_ELEC		0.0258 (0.0207)				-0.0170* (0.0102)		
CPE_ITCR			-0.0219** (0.0123)	-0.0229* (0.0123)			-0.0041 (0.0059)	-0.0025 (0.0058)
Dummies eventos								
DN_98				0.0018 (0.0161)				0.0049 (0.0156)
DN_05				0.0004 (0.0194)				0.0274 (0.0156)
DN_10				0.0136 (0.0258)				0.0083 (0.0148)
DN_11				0.0028 (0.0274)				-0.0110 (0.0241)
Estadísticos								
Durbin-Watson	2.0722	2.1759	2.1685	2.2015	1.8957	1.8478	1.8954	1.9012
Schwarz	-3.1443	-3.0862	-3.1303	-2.8845	-4.1997	-4.1638	-4.1421	-3.9257
R ²	0.7341	0.7422	0.7421	0.7478	0.7973	0.8155	0.7988	0.8073

Errores estándar entre paréntesis.

***Estadísticamente significativo al 1%.

**Estadísticamente significativo al 5%.

*Estadísticamente significativo al 10%.

4. Conclusiones

En economía política, muy pocos conceptos son tan conocidos o han generado tanto debate dentro de la comunidad académica, como el del ciclo político-económico o CPE. El alcance del debate refleja los resultados de la evidencia empírica mixta que se han encontrado, incluyendo los resultados obtenidos para Guatemala en este estudio. Cabe indicar que el análisis de los CPEs en Guatemala no es una tarea sencilla. Diferentes técnicas proporcionan diferentes percepciones sobre el comportamiento de las variables relevantes dentro de los países y los desacuerdos no deberían ser simplemente vistos como que unos autores están en lo correcto y otros no.

Para el caso de Guatemala, se utilizaron diferentes variables representativas de la políticas monetaria, fiscal y cambiaria; con el objetivo de evaluar la incidencia que las elecciones tienen en su comportamiento y si éstas se comportan de acuerdo a lo que la literatura sobre el tema predice. Una ventaja de la aproximación metodológica en este estudio es que, además de ser el primer estudio del que tengamos conocimiento que abarque a los CPEs en un sentido más amplio (CPPs y CPTCs) para el caso de Guatemala durante la época democrática, es que los resultados ofrecidos en esta investigación pueden enriquecer el criterio y las herramientas que los encargados de política monetaria, fiscal y cambiaria utilizan para la toma de decisiones.

Al estudiar empíricamente la presencia de los CPEs en Guatemala durante los últimos 25 años se pueden extraer algunas conclusiones, entre las cuales se destacan las siguientes:

Las hipótesis que señalan que se adoptan políticas expansivas relacionadas con el ciclo electoral, son aplicadas incluso al caso de los gobernantes sin clara preferencia por su sucesión. La razón de ser de estas políticas expansivas probablemente no es la de ganar votos en las próximas elecciones, ya que el gobernante no tiene clara preferencia por su sucesión o no tiene la opción, como en el caso de Guatemala. Una interpretación posible de este resultado es que al gobernante saliente le interesa de todas formas irse con buena imagen, ya sea para dejar un buen recuerdo en la historia o para una eventual postulación futura a otros cargos públicos o bien,

como ha sido en la historia reciente de Guatemala, para apoyar la candidatura del aspirante del partido de turno en las próximas elecciones.

El hecho de que en Guatemala no se haya permitido la reelección del Presidente de la República ha sido probablemente un factor que ha atenuado el CPE. Si la reelección fuera posible, ella provocaría un mayor incentivo para estimular la economía en los períodos preelectorios. Mientras más largo el período presidencial, el beneficio del uso de instrumentos económicos para afectar el resultado electoral es mayor (Larraín y Assael, 1994). Aunque no hay evidencia al respecto, es razonable conjeturar que un período presidencial más largo tendería a acentuar el ciclo político económico.

La evidencia encontrada en este estudio apoya la existencia del manejo de variables instrumentales alrededor de las elecciones presidenciales, pero únicamente en algunos casos y durante sólo ciertos períodos. Esta evidencia es particularmente significativa en el caso de la política monetaria y fiscal en Guatemala, en comparación con los débiles resultados obtenidos sobre el comportamiento cambiario. No obstante, los resultados indican que los CPEs en las políticas monetarias, fiscales y cambiarias se han atenuado en los últimos quince años aproximadamente (período 1996-2011).

En el caso de la política monetaria, se pudo verificar un aumento sistemático en el crecimiento del dinero cerca de las elecciones y, en el caso de los indicadores fiscales, un aumento del gasto y del déficit fiscal como porcentaje del PIB durante el período más reciente. Sin embargo, al examinar las tendencias macroeconómicas se puede observar la moderación de los CPEs en ambos grupos de variables, como resultado del fortalecimiento de la autonomía del Banco de Guatemala y otros factores que se abordaron dentro del trabajo y que han ayudado a que en los últimos quince años los CPEs en todas las variables se hayan suavizado. Adicionalmente, cabe indicar que el ciclo en la política monetaria se ha examinado en un período donde en Guatemala no existía un Banco Central totalmente independiente y en otro donde sí lo ha sido, al menos *de jure*. La independencia del Banco de Guatemala, que hoy existe, sin duda ha contribuido atenuar el ciclo político económico.

En el caso del CPE en el PIB, los estudios econométricos realizados apoyan lo que se puede apreciar en la sección del análisis gráfico y estadístico, la cual indica que, en promedio durante todo el período considerado, la tasa de crecimiento del producto ha sido creciente desde que asume el nuevo gobierno hasta la fecha de las próximas elecciones presidenciales. Pero, aunque existe un efecto estadísticamente significativo sobre el crecimiento del producto, éste es bajo en magnitud.

Los resultados referentes a la tasa de inflación no son contundentes, existiendo tan sólo débil evidencia de que, en promedio durante todo el período estudiado, ésta ha aumentado cerca del año electoral. Este aumento de la inflación se produciría después de las elecciones y no antes.

Por su parte, la evolución de las cuentas fiscales no rechaza la teoría del CPE, ya que en ninguno de los gobiernos estudiados el déficit real ha disminuido en el año de las elecciones presidenciales, aunque cuando se analizan las variaciones interanuales en el período 1986-2011, puede observarse una leve disminución del déficit en el año electoral.

La tercera variable instrumental estudiada fue la política cambiaria, para lo cual se establecieron diferentes criterios directos e indirectos que podrían sugerir un manejo de la misma con fines electorales. En casi la totalidad del período analizado, no se encontró evidencia contundente al respecto, es decir, de tratar de postergar los costos de corto plazo que tendría una depreciación, en particular el aumento de los precios y la disminución del gasto agregado, para después de las elecciones.

En general, cabe señalar que el desempeño macroeconómico de Guatemala durante los últimos 25 años muestra evidencia, al menos parcial, de cierta vulnerabilidad respecto a los ciclos electorales. La simple observación de las tasas de crecimiento de las diferentes variables monetarias, fiscales y cambiarias asociadas a varios eventos electorales, aunado a los resultados obtenidos mediante las técnicas econométricas desarrolladas en este estudio, sugiere la necesidad de continuar con una agenda de investigación de mediano y largo plazos, la cual podría apoyarse en los resultados obtenidos en la presente investigación.

Referencias

1. Aboal, Diego y D. Calvo. 2000. "Política y macroeconomía en el Uruguay del siglo XX" Universidad de la República Oriental del Uruguay. Montevideo.
2. Aboal, Diego, Fernando Lorenzo y Andrés Rius. 2000. "Is the exchange rate politically manipulated around elections? The evidence from Uruguay." Working Paper 18/00. Universidad de la República. Montevideo, Uruguay.
3. Alesina, A. 1987. "Macroeconomic policy in a two-party system as a repeated game." *Quarterly Journal of Economics*, 102: 651-78.
4. Alesina, A. y H. Rosenthal. 1995. *Partisan Politics, Divided Government, and the Economy*. Cambridge: Cambridge University Press.
5. Alesina, A., N. Roubini y G. Cohen. 1997. *Political Cycles and the Macroeconomy*. Cambridge, MA: MIT Press.
6. Akhmedov, Ahmed, Alexei Ravichev y Ekaterina Zhuravskaya. 2002. *Regional Political Cycles in Russia*. Moscú: Center for Economic and Financial Research.
7. Akhmedov, Akhmed y Ekaterina Zhuravskaya. 2003. *Opportunistic Political Cycles: Test in a Young Democracy Setting*. Moscú: Center for Economic and Financial Research.
8. Assael, Paola y Felipe Larraín. 1995. "Cincuenta años de ciclo político-económico en Chile." *Cuadernos de Economía*, 32 (96): 129-150.
9. Assael, Paola y Felipe Larraín. 1994. "El ciclo político económico: Teoría, evidencia y extensión para una economía abierta." *Cuadernos de Economía*, 92.
10. Bachman, D. 1992. "The effect of political risk on the forward exchange rate bias: The case of elections." *Journal of International Money and Finance*, 11: 208-219.
11. Beblavy, M. 2002. "Exchange rate and exchange rate regime in Slovakia: Recent developments." European Center Working Paper No.5. International Center for Economic Growth, Budapest.
12. Bonomo, M. y C. Terra. (1999), "The political economy of exchange rate policy in Brazil", IADB Working paper R-367.
13. Brender, Adi y Allan Drazen. 2005a. "Political budget cycles in new versus established democracies." *Journal of Monetary Economics*, 52:1271-95.
14. Brender, Adi y Allan Drazen. 2005b. "How do budget deficits and economic growth affect reelection prospects? Evidence from a large cross-section of countries." NBER Working Paper No.11862.
15. Brender, Adi y Allan Drazen. 2003. "Where does the political budget cycles really come from?" CEPR Discussion Paper No. 4049.
16. Drazen, Allan y Marcela Eslava. 2003. "The political business cycle in Colombia on the national and regional level." *Archivos de Economía*, Documento Número 215.
17. Drazen, Allan. 2000. *Political Economy in Macroeconomics*. Princeton: Princeton University Press.
18. Drazen, Allan. 2001. "The political business cycle after 25 years." En NBER *Macroeconomics Annual* 2000. Ed. B. Bernanke y K. Rogoff. Cambridge, MA: MIT Press.
19. Drazen, Allan. 2008a. "Political business cycles" en The New Palgrave Dictionary of Economics. Segunda Edición. Eds. Steven N. Durlauf y Lawrence E. Blume. Palgrave Macmillan.
20. Drazen, Allan. 2008b. "Political budget cycles" en The New Palgrave Dictionary of Economics. Segunda Edición. Eds. Steven N. Durlauf y Lawrence E. Blume. Palgrave Macmillan.
21. Fair, R. 1978. "The effect of economic events on votes for president." *Review of Economics and Statistics*, 60: 159-72.

22. Faust, J. e Irons, J. 1999. "Money, politics and the post-war business cycle." *Journal of Monetary Economics*, 43: 61-89.
23. Freeman, JR, JC Hays y H. Stix. 1999. "Democracy and markets: The case of exchange rates. OENB working paper no. 39. Austrian National Bank.
24. Frieden, J., P. Ghezzi y E. Stein. 1999. "The Political Economy of Exchange Rate Policy in Latin America", IADB, mimeo.
25. Gámez, Cesáreo y Alejandro Ibarra-Yúnez. 2009. "El ciclo político oportunista y el gasto de los estados mexicanos". *Gestión y Política Pública*. Centro de Investigación y Docencias Económica (CIDE). 18 (1): 39-65.
26. Ghezzi, P., E. Stein y J. Streb. 2005. "Real exchange rate cycles around elections." *Economics and Politics*. 17 (3): 297-330.
27. Goncalvez Veiga, Linda y Francisco José Veiga. 2004. "Political Business Cycles at the Municipal Level." Universdade do Minho, Portugal.
28. Hefeker, C. 1996. "The political choice and collapse of fixed exchange rates." *Journal of Institutional and Theoretical Economics*. 152: 360-79.
29. Hibbs, D. 1977. "Political parties and macroeconomic policy." *American Political Science Review*. 71: 1467-87.
30. Jaramillo, J., R. Steiner y N. Salazar. 1999. "The political economy of exchange rate policy in Colombia", IADB Working paper R-366.
31. Keech, W. 1995. *Economic Politics: The Costs of Democracy*. Cambridge: Cambridge University Press.
32. Leertouwer, E. y P. Maier. 2002. "International and domestic constraints on political business cycles in OECD economies: A comment." *International Organization*, 56 (1): 209-221.
33. Lohmann S. 1988. "Rationalizing the political business cycle: A workhorse model." *Economics and Politics*. 10: 1-17.
34. López-Cálix, José Roberto. 2001. "Pacto fiscal y macroeconomía del ciclo electoral de Guatemala." Documento de Trabajo No.56. Banco de Guatemala.
35. Medina, Leandro Manuel. 2003. "Evidencia del ciclo electoral presupuestario en las provincias argentinas." Universidad del CEMA, Buenos Aires.
36. Nordhaus, W. 1975. "The political business cycle." *Review of Economic Studies*. 42: 169-90.
37. Nordhaus, W. 1989. "Alternative approaches to the political business cycle." *Brookings Papers in Economic Activity*. 2: 1-49.
38. Paldam, M. 1997. "Political business cycles." In *Perspectives on Public Choice*. Dennis Mueller (ed). Cambridge: Cambridge University Press.
39. Persson, Torsten y Guido Tabellini. 1990. *Macroeconomic Policy, Credibility, and Politics*. London: Harwood.
40. Persson, Torsten y Guido Tabellini. 2003. *The Economic Effects of Constitutions*. Cambridge, MA: MIT Press.
41. Rogoff, Kenneth. 1990. "Equilibrium political budget cycles." *American Economic Review*. 80: 21-36.
42. Rogoff, Kenneth. 1987. "Equilibrium political budget cycle." NBER. Working Paper No. 2428.
43. Rogoff, Kenneth y A. Sibert. 1988. "Equilibrium political business cycle." *Review of Economic Studies*, 55: 1-16.
44. Setzer, Ralph. 2006. "The politics of exchange rates in developing countries." Physica-Verlag. Springer. Heidelberg, New York.
45. Shi, Min y Jakob Svensson. 2002. "Conditional political budget cycles." CEPR Discussion Paper No. 3352.
46. Shi, Min y Jakob Svensson. 2006. "Political budget cycles: Do they differ across countries and Why?" *Journal of Public Economics*, 90: 1367-1389.

47. Shi, Min y Jakob Svensson. 2002. "Political Budget Cycles: A Review of Recent Developments." Institute for International Economic Studies, Universidad de Estocolmo.
48. Stein E. y J. Streb. 1998. "Political stabilizations cycles in high inflation." *Journal of Development Economics*, 56.
49. Tufte, E. 1978. *Political Control of the Economy*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
50. Vitale, P. 2003. "Foreign exchange intervention: How to signal policy objectives and stabilize the economy." *Journal of Monetary Economics*, 50: 841.870.
51. Willett, Thomas y Manfred Keil. 2003. "Political business cycles". En F. Schneider y C. Rowley (eds). *Encyclopedia of Public Choice*. Springer.
52. Woolley, J. 1984. *Monetary Politics*. Cambridge University Press.

Anexo

Tipo de cambio real (TCR): Definición y metodología de cálculo

El TCR es una variable clave. Para muchos agentes económicos, el TCR junto con la tasa de interés real constituyen los dos precios relativos más relevantes de una economía. Sobre ellos se asientan la mayoría de las decisiones microeconómicas de los agentes (consumo, ahorro e inversión y nivel de producción) y por ende son determinantes de la asignación de recursos en una economía.

Los desarrollos teóricos más recientes, definen al TCR como la relación de precios domésticos de bienes transables con no transables:

$$e = P_T / P_N \quad (1)$$

en donde:

e = tipo de cambio real

P_T = precios domésticos de bienes transables

P_N = precios domésticos de bienes no transables

Esta definición es bastante útil ya que, por una parte, ilustra los incentivos de los inversionistas para colocar recursos en los sectores de bienes transables y no transables y, por otra, constituye un indicador de la competitividad internacional de un país. Una apreciación en el TCR (disminución) significa que ha habido un incremento en el costo doméstico de producir bienes transables. Si los precios relativos permanecen constantes en el resto del mundo, el país habrá perdido eficiencia en la producción de bienes transables. Por su parte, una depreciación del TCR (incremento del mismo) representa una mejoría en el grado de competitividad internacional.

A continuación se detalla la forma en que se construyó el índice de tipo de cambio real (ITCR) bilateral con Estados Unidos. Se optó por estimar el ITCR en línea con lo utilizado tradicionalmente por los bancos centrales, es decir, de acuerdo con la teoría de la paridad del poder de compra. Sin embargo, se introdujo una pequeña variante, la cual consiste en colocar los precios domésticos en el numerador y los internacionales en el denominador, de acuerdo a lo utilizado por el Fondo Monetario Internacional. Además, cabe indicar que se construyó un índice bilateral con Estados Unidos, considerando que el principal socio comercial de Guatemala es dicho país. Asimismo, el tipo de cambio nominal y el nivel de precios internos fueron obtenidos en la base de datos del Banco de Guatemala. Por su parte, se obtuvo el nivel de precios de Estados Unidos del Departamento de Trabajo de dicho país.

Finalmente, se procedió a calcular la siguiente fórmula:

$$e_{GTM} = P / EP^* \quad (2)$$

en donde:

e_{GTM} = tipo de cambio real calculado en Guatemala

E = tipo de cambio nominal

P^* = nivel de precios externos

P = nivel de precios internos

Esto implica que un incremento del índice del tipo de cambio real significa apreciación y una disminución del mismo, depreciación.

La inflación subyacente en Guatemala: escepticismo acerca de la actual medición y una nueva medida basada en una optimización espectral con algoritmos genéticos

Rolando Manuel González Martínez

Resumen

Esta investigación postula que la medida de inflación subyacente que guía la política monetaria del Banco de Guatemala no posee poder predictivo respecto a la inflación general y subestima las variaciones de los precios. Este estudio propone una nueva medida de inflación subyacente, basada en una optimización espectral con algoritmos genéticos. Los resultados empíricos indican que esta nueva medida (i) actúa como un predictor insesgado de la inflación, (ii) comparte la tendencia y reduce la volatilidad de la inflación observada, y (iii) es un atractor hacia el que se revierte la inflación al disiparse los choques transitorios de precios, sin que la tendencia se vea afectada por estos shocks. La medida propuesta puede utilizarse como un indicador complementario para orientar y evaluar las decisiones de política monetaria.

◆As forecasters, we want to know not only what (headline) inflation is today, but also, and much more importantly, where headline inflation is likely to be tomorrow (the medium term). Identifying a measure of underlying inflation gives us a good head start... Our thesis [...] is that headline inflation converges to core, that is, headline inflation tomorrow will fall towards core inflation today. Whether or not this is a valid thesis is an empirical question◆

Why use core inflation?
The Economist, 30 de marzo de 2011

◆[...] when inflation is high, the central bank knows it has to lower inflation, regardless of how it is measured; but when inflation is low, different measures of inflation can suggest different monetary policy decisions, and correctly extracting the inflation signals becomes critical.◆

U.S. Core Inflation: A Wavelet Analysis
Kevin Dowd, John Cotter, Lixia Loh. Macroeconomic Dynamics, Vol. 15, 2011, pp. 513

1. Introducción

Las medidas de inflación subyacente permiten a las autoridades monetarias detectar a tiempo presiones inflacionarias que provocan un aumento sostenido de los precios, y evitan que los hacedores de política desaceleren la actividad económica excesivamente al reaccionar a choques transitorios de precios¹. En un esquema de metas de inflación explícitas, el crecimiento bajo y estable de la inflación subyacente se convierte en un objetivo intermedio para alcanzar el objetivo inflacionario directo,

1 Bencomo et al (2008) consideran que estos shocks transitorios pueden ser inducidos por ponderaciones espurias en el índice de precios al consumidor, cambios en los precios relativos debido a factores estacionales, cambios en los términos de intercambio, alteraciones de impuestos indirectos, modificaciones salariales, rigideces de precios relacionadas con costos de menú o cambios en los patrones de consumo regionales.

y los bancos centrales requieren mediciones que excluyan apropiadamente el componente volátil de la inflación para operativizar su política monetaria. La inflación subyacente (en adelante iS) es empero una variable inobservable y se han propuesto varias medidas para aproximar su dinámica². Aunque no existe consenso sobre la mejor medida de iS, si existen criterios que una medida de iS debe cumplir idealmente³:

1. La medida de iS debe poseer una habilidad predictiva (forward-looking) de la inflación general.
2. iS y la inflación observada deberían tener una relación de largo plazo (compartir una tendencia estocástica común).

² Wiesolek y Kosior (2010) proveen una lista exhaustiva de medidas de inflación subyacente. Estas medidas pueden dividirse en tres grandes grupos: de exclusión, estadísticas y conceptuales. Las medidas de exclusión no consideran los precios de determinados bienes y servicios en el cálculo del índice de precios, notoriamente los alimentos y la energía. Este enfoque tiene la desventaja de desperdiciar información y estar sujeto a subjetividad en la elección de los productos excluidos. Las medidas estadísticas están basadas en estimadores de influencia limitada que intentan capturar la tendencia central de los precios con estadígrafos como e.g. la mediana o medias truncadas. Medidas estadísticas basadas en modelos emplean promedios móviles, modelos autorregresivos o filtros para calcular la inflación subyacente. Finalmente, las medidas conceptuales se fundamentan en la teoría monetaria y definen la inflación latente como el componente de la inflación observada que no tiene impacto sobre el producto real en el largo plazo, una noción consistente con una curva de Phillips de largo plazo vertical. En este enfoque, originado en el documento de Quah y Vahey (1995), la inflación latente se construye estableciendo restricciones a un modelo de vectores autorregresivos estructural bivariante. Aunque este enfoque es preferido por los economistas, no es una posición exenta de problemas conceptuales. En principio, el enfoque bivariante no considera los determinantes monetarios de la inflación. Además, una curva de Phillips vertical en el largo plazo implica que la inflación será neutral en sus efectos sobre el sector real, creando una paradoja acerca del accionar de las autoridades monetarias: si la medida de inflación núcleo de Quah y Vahey es la que los bancos centrales pueden controlar, entonces surge la interrogante de por qué un banco central se preocuparía de la estabilidad de precios, ya que esta medida no tiene efectos sobre el sector real de la economía y cualquier tasa de inflación sería igual de buena que otra porque no tendría implicaciones para el nivel de la actividad económica. Véase Wynne (1999).

³ Véase inter alia, Morón y Zegarra (1999), Wynne (1999), Clark (2001), Le Bihan y Sébillot (2002), Rich y Steindel (2007), y particularmente Cogley (2002) y Marques et al (2002).

3. iS debería comportarse como un atractor de la inflación, i.e. al desaparecer los shocks transitorios, los precios deberían revertirse a la tendencia de la inflación subyacente.
4. iS no debería verse afectada por el componente volátil de los precios.

Esta investigación arguye que la medida de inflación subyacente utilizada por el Banco de Guatemala para guiar su política monetaria no cumple a cabalidad las condiciones 1 y 2. El estudio propone una nueva medida de iS que satisface las cuatro propiedades ideales. La medida está basada en la optimización con algoritmos genéticos de la banda de frecuencias del filtro espectral Corbae-Ouliaris. Para validar las propiedades de ambas medidas de iS, se testea empíricamente las condiciones sugeridas por Cogley (2002) y Marques et al (2002). La sección 2 explica la metodología para calcular la iS propuesta. La sección 3 describe los procedimientos para contrastar las propiedades ideales de cualquier medida de iS. La sección 4 contiene los resultados. La sección 5 concluye.

2. Explicación metodológica

Una medida de inflación subyacente puede calcularse aislando la volatilidad (el ruido transitorio) de los precios con el filtro espectral Corbae-Ouliaris. La banda de frecuencias del filtro, óptima para reducir el ruido y enfatizar la señal de iS, puede identificarse con algoritmos genéticos.

2.1. Filtro Corbae-Ouliaris

Sea la secuencia $x(\tau) = \{x_t; \tau = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ una funciónn que mapea los precios al consumidor del conjunto de enteros $Z = \{\tau = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ a R^+ y permítase al operador denotar diferencias logarítmicas. Una medida de inflación subyacente (Δx_t^c) puede obtenerse diferenciando con Δ la medida de precios subyacentes x_t^c ,

$$x_t^c(\lambda_s^a, \lambda_s^b) = x_t - \omega_x(\lambda_s) - \omega_{\nu n}(\lambda_s)[\omega_{\nu n}(\lambda_s)' \omega_{\nu n}(\lambda_s)]^{-1}$$

$$\omega_{\nu n}(\lambda_s)' \omega_x(\lambda_s)]$$

calculada con la transformación discreta de Fourier de $\{x_t\}_{t=1}^T, \omega_x(\lambda_s)$, del Lema B de Corbae, Ouliaris y Phillips (2002).

Lema B Corbae-Ouliaris-Phillips. Presúmase que la secuencia $x(\tau)$ es finita⁴, x_1, x_2, \dots, x_t , y que es un proceso I (1) que satisface $\Delta x_t = v_t$ inicializado en $t = 0$ por una variable aleatoria $O_p(1)$, con v_t una serie que admite una representación de Wold $v_t = \sum_{j=0}^{\infty} c_j \xi_{t-j}$ donde $\epsilon_t = i i d(0, \sigma^2)$, los cuatro momentos son finitos, los coeficientes satisfacen $\sum_{j=0}^{\infty} |c_j|^{1/2} < \infty$ y la densidad espectral está dada por $f_{vv}(\lambda) > 0$. Dadas estas presunciones, la transformación discreta de Fourier de x_t para $\lambda_s \neq 0$ será,

$$\omega_x(\lambda_s) = \frac{1}{1 - e^{i\lambda_s}} \omega_v(\lambda_s) - \frac{e^{i\lambda_s}}{1 - e^{i\lambda_s}} \frac{[x_T - x_0]}{n^{1/2}},$$

donde $\omega_v(\lambda_s)$ denota la transformación discreta de Fourier y $\lambda_s = \frac{2\pi s}{n}$ son las frecuencias angulares $\lambda_s \in \{\lambda_s^a, \lambda_s^b\}$.

Corbae, Ouliaris y Phillips (2002) y Corbae y Ouliaris (2006) demostraron que cuando se tienen variables no estacionarias (como el índice precios al consumidor), cualquier estimador espectral estará distorsionado a menos que se haga un ajuste en el dominio de frecuencia mediante un estimador del segundo término de la ecuación del Lema B, obtenido con los residuos de una regresión espectral en $\omega_{vn}(\lambda_s)$. Este ajuste se lleva cabo después de emplear una función indicadora para aislar las frecuencias relevantes en la banda $\lambda_s \in \{\lambda_s^a, \lambda_s^b\}$.

Para estimar una medida espectral de la inflación subyacente, es necesario encontrar valores óptimos de λ_s^a, λ_s^b .

2.2. Algoritmos genéticos

Valores óptimos de λ_s^a y λ_s^b deben reducir de forma óptima el componente volátil de los precios y enfatizar la señal de la tendencia subyacente. Operativamente, esto implica maximizar el ratio señal-ruido de Δx_t^c , debido a que el ratio señal-ruido es una función de costo que cuantifica la relación entre la señal de la inflación subyacente y el ruido que corrompe esta señal.

Definición: Ratio señal-ruido (Schroeder, 1999)⁵. El ratio señal-ruido (δ) de una señal x está dado por,

⁴ Si los enteros representan una secuencia en el tiempo a intervalos regulares, el valor en el punto en el tiempo $\tau \in Z$ se denotará $x_\tau = x(\tau)$ y describirá una serie de tiempo. Véase Pollock (1999).

$$\delta_x = \frac{\mu_x}{\sqrt{\sigma_x^2}},$$

donde μ_x es la media y σ_x^2 es el ruido medio cuadrático de esta señal, que mide la fluctuación estadística alrededor de μ_x .

Optimizar la banda de frecuencias del filtro Corbae-Ouliaris $\lambda_s \in \{\lambda_s^a, \lambda_s^b\}$, para maximizar el ratio señal-ruido, es un problema que puede resolverse con algoritmos genéticos^{6,7}:

1. En el génesis (generación cero, $g = 0$), se crea una población inicial aleatoria a partir de una distribución

⁵ Schroeder (1999) proporciona esta definición en el contexto del número de fotones detectados en un pixel n_s , asumiendo que después de grabar la señal un gran número de veces, la media (n_s) posee una fluctuación estadística en el número de fotones detectados como consecuencia de la tasa de arriba aleatoria de los fotones al detector y la elección aleatoria de los que son detectados. Dada la desviación estándar del ruido ($\sqrt{n_s}$) para un detector ideal, que sólo tome en cuenta la luz incidente, la señal ruido en presencia de ruido de fotones será $(n_s)/(\sqrt{n_s})$. Véase D. J. Schroeder (1999). Astronomical optics (2nd ed.). Academic Press. pp. 433.

⁶ Los algoritmos genéticos son métodos de optimización basados en la teoría de evolución biológica de Darwin-Lamarck-Wallace y en la síntesis moderna de la biología evolutiva, complementada con ideas de la genética mendeliana. Véase inter alia Darwin (1876), Lamarck (1914). DiIão (2009) describe la analogía entre la evolución biológica y la evolución de organismos artificiales que conlleva los algoritmos genéticos.

⁷ Nótese que el algoritmo descrito en este documento difiere notoriamente de la síntesis moderna de las teorías evolucionistas porque implica una ortogénesis en su construcción: al existir un diseño inteligente y un fin último –la maximización de la señal-ruido– en el proceso de evolución de los organismos artificiales, se diferencian de la teoría darwiniana, que considera que la evolución no tiene un objetivo intrínseco y sucede al azar, sin presuponer el diseño inteligente de un creador para su funcionamiento o concepción. La construcción del algoritmo en este estudio refleja parcialmente tanto las ideas de evolucionismo de Darwin como las del evolucionismo de Lamarck: al igual que en la teoría lamarckiana, la población inicial aparece por generación espontánea (en la teoría darwiniana, la evolución se produce a partir de una única forma de vida ancestral) y aunque las mejoras en la optimización de la señal ruido se transmiten a la siguiente generación en un proceso hereditario, la selección del par de radianes obedece al mecanismo de selección natural Darwin-Wallace en lugar del transformismo lamarckiano.

uniforme discreta con tamaño p , compuesta por p -pares de pseudo-individuos (frecuencias en radianes) $\lambda_{s,i}^{a,g}$ y $\lambda_{s,i}^{b,g}$, $i = 1, 2, \dots, p$.

2. Se utiliza cada i -par de frecuencias angulares $\lambda_{s,i}^{a,g}$ y $\lambda_{s,i}^{b,g}$ para obtener i -estimaciones de la inflación subyacente $x_{t,i}^c$ mediante el filtro Corbae-Ouliaris.
3. Se calcula i -ratios señal-ruido $\delta x_{t,i}^c$ para cada $x_{t,i}^c$, $i = 1, 2, \dots, p$.
4. En un proceso análogo a la selección natural, dada una tasa de mortalidad m , se selecciona un fracción $1 - m$ de p compuesta por los pares $\lambda_{s,i}^{a,g}$ y $\lambda_{s,i}^{b,g}$ con el mayor ratio señal-ruido y se descarta el resto (imitando la supervivencia de los más aptos⁸).
5. Se permite la evolución mediante la reproducción y la mutación de los supervivientes para crear una nueva g -generación de pares $\lambda_{s,i}^{a,g+1}$ y $\lambda_{s,i}^{b,g+1}$ mediante la combinación convexa estocástica (asumiendo diploidismo en los genomas):

$$\lambda_{s,i}^{a,g+1} = \theta \lambda_{s,i}^{a,g} + (1 - \theta) \lambda_{s,i}^{b,g} + \omega m_i,$$

$$\lambda_{s,i}^{b,g+1} = \theta \lambda_{s,i}^{b,g} + (1 - \theta) \lambda_{s,i}^{a,g} + \omega m_i,$$

Estas ecuaciones emulan el aporte de cada cromosoma a la nueva generación mediante $\theta \sim B(\cdot, \cdot)$ (con $B(\cdot)$ una función de distribución beta), permitiendo que $\omega \in [0, 1]$ defina el grado mutación de la nueva generación, dado por la variable aleatoria $m_i \sim N(0, 1)$. La reproducción de los más aptos permite crear una nueva generación con valores similares a los óptimos de la generación previa, y la mutación permite introducir ciertas modificaciones en estos valores, para evitar óptimos locales y permitir al algoritmo encontrar un óptimo global.

6. Con la nueva generación de tamaño $(1 - m)p$, se obtiene nuevas estimaciones de la inflación subyacente.
7. Se repiten los pasos 3 a 6 durante $g = 0, 1, \dots, j$ -generaciones.

⁸ Véase Darwin (1876), Capítulo IV.

Los organismos artificiales que representan la banda de frecuencia angular imitan organismos biológicos semélparos (una generación que da paso a otra muere después de la reproducción): después de j -generaciones sólo quedará un par de valores de frecuencia angular, $\lambda_{s,i}^{a,j}$ y $\lambda_{s,i}^{b,j}$ supervivientes elegidos por selección natural que maximizan el ratio señal-ruido de la inflación subyacente⁹.

3. Hipótesis

Este estudio postula que la medida de inflación subyacente empleada por el Banco de Guatemala no cumple todas las propiedades ideales de una medida de iS. Esta hipótesis puede testearse contrastando las condiciones de Cogley (2002) y Marques et al (2002).

Condición de Cogley (2002). *La condición de Cogley implica,*

$$\Delta x_t^c = E[\Delta x_{t+h} | \Theta_t],$$

y se refiere a la capacidad que debe poseer la iS de predecir la inflación general, para Θ_t un conjunto de información de cambios de precios en el momento t y E el operador de esperanza¹⁰.

⁹ Este proceso de extinción es similar al de una especie semélpara ampliamente conocida: el cefalópodo *Octopus mimus*. Días antes del desove, las hembras de esta especie dejan de alimentarse y su metabolismo se sustenta con la energía almacenada en el cuerpo, muriendo después del nacimiento de las paralarvas. Zamora y Olivares (2004), mediante un estudio histológico y bioquímico, constataron cambios en el tejido muscular, la glándula digestiva y del ovario, asociados al único evento reproductivo de la hembra de esta especie, que ocasionan que después del desove el ovario no posea células germinales que permitan el desarrollo de un nuevo ciclo reproductivo, además de presentarse la atrofia celular en la glándula digestiva y el músculo, que decrecen en el período comprendido entre la puesta y la eclosión de los huevos, mostrando un gran incremento del tejido conectivo de las fibras colágenas, las proteínas, glucidos y lípidos. Las drásticas alteraciones bioquímicas y el deterioro estructural irreversible del músculo y glándula digestiva, disminuyen las expectativas de vida de esta especie e inducen cambios degenerativos después de la reproducción. Véase también Cardoso et al (2004). Esta condición se cumple si se adopta la definición de inflación subyacente de Bryan y Cecchetti (1993), quienes consideran que la componente de los cambios preciosos que se espera va a persistir en un horizonte de mediano-plazo (varios años).

Cogley (2002) propuso evaluar esta propiedad estimando la regresión,

$$\Delta x_{t+h} - \Delta x_t = \alpha_h + \beta_h (\Delta x_t - \Delta x_{t-1}^c) + \varepsilon_{t+h},$$

para diferentes horizontes temporales h y contrastar la restricción conjunta,

$$H^{(0)}_0 : \alpha_h = 0, \beta_h = -1$$

con un estadígrafo de Wald¹¹. El valor estimado de β_h muestra si las desviaciones respecto a Δx_t^c indican apropiadamente la magnitud de los movimientos transitorios de los precios:

- Si $|\beta_h| > 1$, entonces las desviaciones respecto a Δx_t^c subestiman los movimientos subsecuentes en la inflación, y por tanto subestiman los movimientos transitorios en los precios.
- Si $|\beta_h| < 1$, las desviaciones respecto a Δx_t^c sobreestiman los movimientos subsecuentes en la inflación, y por tanto sobreestiman los movimientos transitorios en los precios.

Marques et al. (2002) introdujeron tres condiciones necesarias para evaluar el desempeño de una medida de iS:

Condiciones de Marques et al. (2002). (1) Δx_t^c es $I(0)$ y Δx_t y Δx_{t-1}^c tienen un vector de cointegración con coeficiente unitario, (2) Dada la anterior condición, por el teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987), existe un mecanismo de corrección de error para $\Delta \Delta x_t$ dado por $q_{t-1} = (\Delta x_{t-1} - \Delta x_{t-1}^c)$, (3) Δx_t^c es fuertemente exógena.

Estas condiciones pueden contrastarse corriendo regresiones auxiliares:

1. La hipótesis conjunta:

$$H^{(I)}_0 : \delta_0 = 0, \delta_1 = 1,$$

se contrasta después de estimar la regresión estática:

$$\Delta x_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta x_{t-1}^c + \varepsilon_t,$$

de manera que si $H^{(I)}_0$ no puede rechazarse entonces Δx_t and Δx_{t-1}^c están cointegradas con un coeficiente unitario y tienen una relación de largo plazo.

2. La hipótesis,

$$H^{(II)}_0 : y = 0,$$

se evalúa con una prueba t simple después de estimar la ecuación de corrección de error,

$$\Delta \Delta x_t = \sum_{i=1}^m a_i \Delta \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta \Delta x_{t-j} - y(\Delta x_{t-1} - \Delta x_{t-1}^c) + \varepsilon_t,$$

La nula $H^{(II)}_0$ debería rechazarse si Δx_t^c se comporta como un atractor de Δx_t .

3. Finalmente, la hipótesis,

$$H^{(III)}_0 : \phi = 0,$$

se evalúa con un estadígrafo t después de estimar,

$$\Delta \Delta x_t^c = \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^n k_j \Delta \Delta x_{t-j} - \phi(\Delta x_{t-1}^c - \Delta x_{t-1}) + \varepsilon_t,$$

Si $\phi = 0$ (i.e. si $H^{(III)}_0$ no se rechaza) entonces,

$$\Delta \Delta x_t^c = \sum_{j=1}^n k_j \Delta \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t,$$

y la inflación no Granger-causa la inflación subyacente, por lo que la medida de iS no es afectada por los movimientos volátiles de los precios.

La hipótesis de que una medida de la inflación subyacente cumple las propiedades ideales descritas en la sección 1 puede evaluarse contrastando empíricamente $H^{(0)}_0$, $H^{(I)}_0$, $H^{(II)}_0$ y $H^{(III)}_0$.

4. Resultados

4.1. Optimización con algoritmos genéticos

Una población inicial de 2000 individuos –1000 cromosomas X y 1000 cromosomas Y, que representan

¹¹ Wald, A. (1943). Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large. *Transactions of the American Mathematical Society*, 54, 426–82.

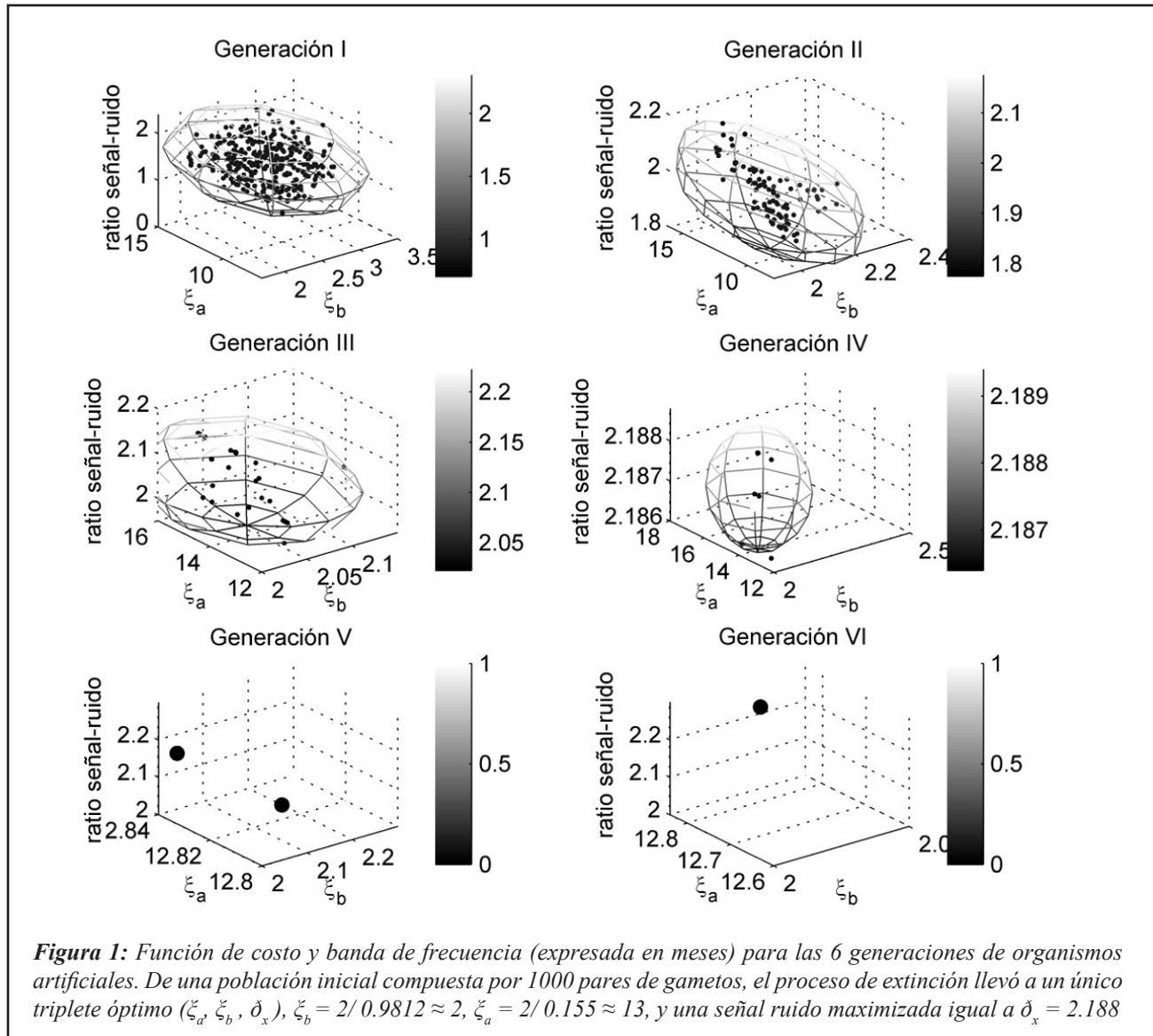


Figura 1: Función de costo y banda de frecuencia (expresada en meses) para las 6 generaciones de organismos artificiales. De una población inicial compuesta por 1000 pares de gametos, el proceso de extinción llevó a un único triplete óptimo (ξ_a, ξ_b, δ_x), $\xi_b = 2/0.9812 \approx 2$, $\xi_a = 2/0.155 \approx 13$, y una señal ruido maximizada igual a $\delta_x = 2.188$

los pares de radianes de la banda espectral del filtro Corbae-Ouliari. $\lambda_{s,i}^{a,j}$ y $\lambda_{s,i}^{b,j}$ – se emplearon para la optimización con algoritmos genéticos. Se utilizó un valor de $\theta \sim \beta (2 \times 10^2, 1)$ para asegurar que la recombinación genética de los cromosomas produzcan un gameto XX y un gameto XY, i.e. uno de los genes será dominante en cada descendencia heterocigótica, asegurando que en la progenie siempre existan dos gametos diferentes, para garantizar la convergencia del algoritmo hacia un par

de individuos XX y XY diferenciados (una amplitud de frecuencia angular mayor a cero).

Se empleó un grado de mutación de $\omega = -1 \times 10^{-1}$ (el signo de la anomalía cromosómica corresponde a una delección) y una tasa de mortalidad de $m = 7 \times 10^{-1}$, por lo que la población de organismos artificiales semélparos se extingue en 6 generaciones.

Cuadro 1: Resultados de la optimización

Generación	$\lambda_{s,i}^{a,g}$	$\lambda_{s,i}^{b,g}$	δx_t^c
I	.19824	.65768	1.3667
II	.14050	.89286	1.8203
III	.13720	.96432	1.9976
IV	.14480	1	2.1863
V	.15585	1	2.1888
VI	.15540	.98121	2.1888

El cuadro 1 muestra los resultados de la optimización para estas 6 generaciones. Se observa una maximización del ratio señal-ruido a 2.1888 al llegar a la quinta generación, según el valor de $\lambda_{s,i}^{a,g}$ se aproxima a .155 radianes y el valor de $\lambda_{s,i}^{b,g}$ a un radian. Esta banda de frecuencias óptimas expresada en períodos (ξ -meses) con $\xi_s = 2^{-1} \lambda_{s,i}^{a,g}$ muestra que el componente volátil de la inflación en Guatemala se encuentra entre $\xi_b = 2/0.98 \approx 2$ y $\xi_a = 2/0.155 \approx 13$ meses, un resultado congruente con lo que se esperaría para movimientos de alta frecuencia de una serie mensual (ruido, shocks transitorios y componentes estacionales). Los resultados gráficos del proceso de extinción que lleva a la maximización progresiva del ratio señal-ruido, se observan en la figura 1, en la que la banda de frecuencias está expresada en meses para facilitar la interpretación.

4.2 Medidas de inflación subyacente

La figura 2 muestra el comportamiento histórico observado de la inflación en Guatemala¹², junto con la actual medida de inflación subyacente utilizada por el

Banco de Guatemala como un indicador para guiar y evaluar sus acciones de política monetaria (véase por ejemplo la Resolución de la Junta Monetaria JM-171-2011 –Diario de Centro América, Número 55, Jueves 29 de diciembre, Guatemala– que considera al ritmo de la inflación subyacente una de las variables indicativas para la toma de decisiones de política monetaria y para definir la orientación de las acciones de política hacia la consecución de la meta de inflación de mediano plazo. La inflación subyacente aparece también como una variable a la que se realiza seguimiento en la Evaluación de la Política Monetaria, Cambiaria y Crediticia a Noviembre 2011 del Banco de Guatemala).

La figura 3 muestra la inflación subyacente calculada con la banda de frecuencia optimizada de $\lambda_s \in \{2/13, 2/2\}$ radianes del filtro Corbae-Ouliaris. Gráficamente, esta medida se muestra como una tendencia subyacente en el núcleo de la inflación, alrededor de la que fluctúan shocks transitorios de precios. Hasta mediados del año 2007, se observa una tendencia estable del componente subyacente, indicando un control apropiado de la inflación monetaria. En agosto de 2007 existe un abrupto aumento de los precios hasta mayo de 2008. A éste le sigue una profunda deflación hasta abril de 2009. Para finales de 2011, la inflación subyacente calculada con algoritmos genéticos muestra un descenso de las presiones inflacionarias, sugiriendo que una política monetaria contractiva sería inapropiada. La medida de inflación subyacente utilizada por el Banco de Guatemala, no muestra esta tendencia negativa de los precios subyacentes.

¹² La inflación se calculó como la diferencia porcentual del Índice de Precios al Consumidor base 2010 (diciembre igual a 100). El cambio de año base de este índice se deriva de los cambios en los patrones de consumo de la economía guatemalteca, relacionados con las modificaciones de las condiciones de mercado, la aparición de nuevos bienes y servicios y las mejoras en el ingreso. El nuevo índice modifica las estructuras de participación de las ocho regiones en que se divide el país y amplía los gastos de consumo de nueve a doce divisiones. Ya que la mayoría de los productos que cotizaban en la anterior base continúan cotizándose en la nueva base, la nueva información no debería afectar la tendencia de la inflación. Véase el Informe de Política Monetaria abril 2011 del Banco de Guatemala (recuadro 8).

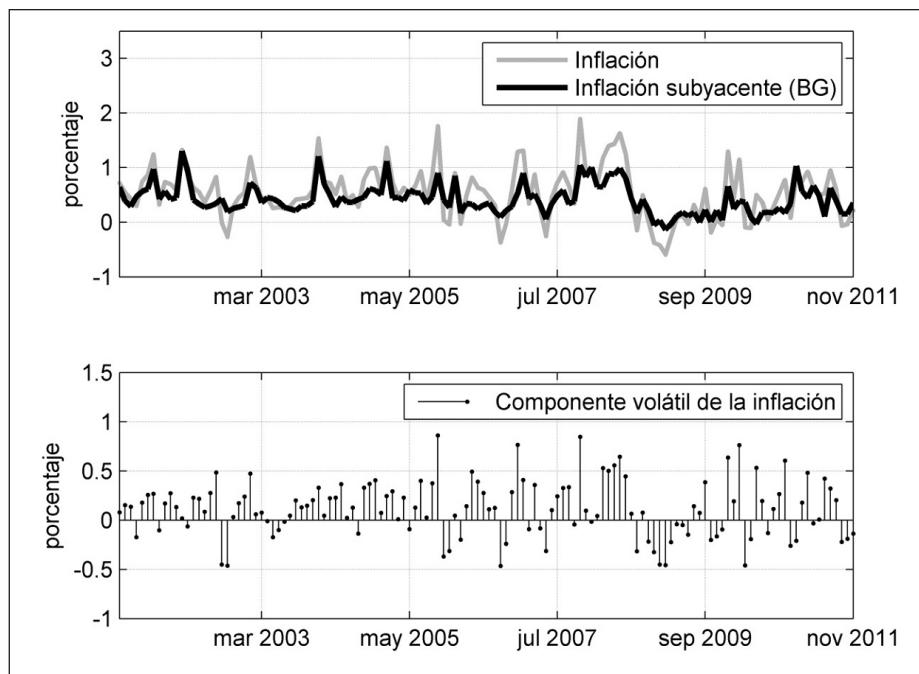


Figura 2: Inflación subyacente utilizada por el Banco de Guatemala (BG)

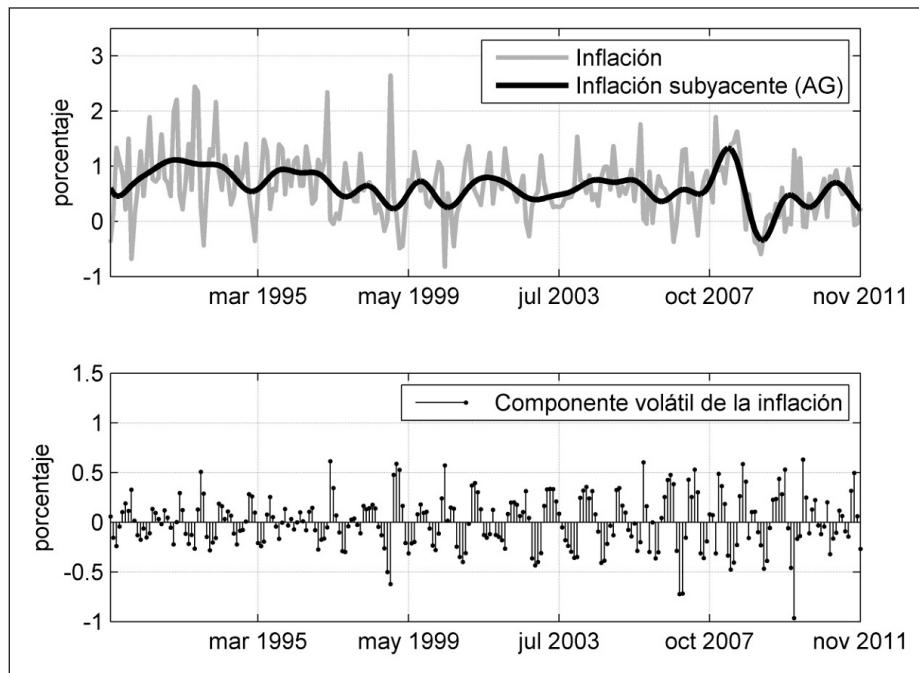


Figura 3: Inflación subyacente de Guatemala calculada con la optimización espectral, mediante algoritmos genéticos (AG), de la banda de frecuencias del filtro Corbae-Ouliaris.

Pruebas basadas en estadígrafos descriptivos simples muestran que tanto la medida de inflación subyacente utilizada por el Banco de Guatemala como la calculada con el filtro espectral reducen la varianza de la inflación general (cuadro 2). Sin embargo, la hipótesis de igualdad de medias entre la inflación general y la iS del Banco de Guatemala se rechaza a niveles de significancia convencionales, indicando que esta iS no compartiría la tendencia central de la inflación en Guatemala. En la siguiente sección se contrasta más rigurosamente las propiedades de ambas medidas de inflación subyacente.

Cuadro 2: Estadísticos descriptivos de las medidas de inflación subyacente y la inflación observada en Guatemala^a

Estadígrafo	Inflación	Medidas de inflación subyacente	
		BG ^b	AG ^c
Media	.5396	.4262	.5396
t^d	–	2.3794	.0000
		[0.0182]	[1.0000]
Varianza	.4692 ²	.2729 ²	.2960 ²
$\sigma_{\Delta x}^e$	–	2.9557	2.5126
$\sigma_{\Delta x}^e$		[0.0000]	[0.0000]

^a Entre corchetes: valores de probabilidad alfa exactos.

^b Medida empleada por el Banco de Guatemala (BG).

^c Calculada en este documento mediante la optimización con algoritmos genéticos (AG) de la banda de frecuencia del filtro Corbae-Ouliaris.

^d Estadígrafo t Satterwaite para la prueba de igualdad de medias entre la inflación observada y la inflación subyacente

^e Estadígrafo de ratio de varianzas para la prueba de igualdad de varianza entre la inflación observada y la inflación subyacente

4.3 Contrastes de hipótesis

Los resultados de contrastar empíricamente las propiedades de las medidas de iS sugieren que la medida de inflación subyacente empleada por el Banco de Guatemala (BG) no anticiparía adecuadamente la inflación general en este país, ya que subestimaría los cambios futuros de los precios. La medida de iS propuesta en este estudio, en cambio, supera todas las pruebas de adecuabilidad de una medida de iS (cuadro 3).

Cuadro 3: Contrastes de hipótesis para evaluar las medidas de inflación subyacente^a

Hipótesis	Medidas de inflación subyacente	
	BG ^b	AG ^c
$H^{(0)}_0$	$F_{2,115} = 7.62$ [0.0008]	$F_{2,236} = 0.10$ [0.9066]
$H^{(1)}_0$	$F_{2,127} = 25.51$ [0.0000]	$F_{2,248} = 0.00$ [1.0000]
$H^{(2)}_0$	$F_{1,123} = 19.36$ [0.0000]	$F_{1,245} = 189.42$ [0.0000]
$H^{(3)}_0$	$F_{1,123} = 0.15$ [0.7001]	$F_{1,245} = 0.01$ [0.9386]

^a Entre corchetes: Valores de probabilidad alfa exactos asociados a cada estadígrafo F.

^b Empleada por el Banco de Guatemala (BG).

^c Calculada en este documento mediante la optimización con algoritmos genéticos (AG) de la banda de frecuencia del filtro Corbae-Ouliaris.

En la prueba de Cogley para la iS del BG, los estimadores de α_h y β_h para $h = 12$ resultan $\hat{\alpha}_h = 0.1727$ y $\hat{\beta}_h = 1.570458$. La hipótesis conjunta $\alpha_h = 0$, $\beta_h = -1$ se rechaza con niveles de significancia menores al 1 por ciento, indicando que la medida de iS-BG no sería un buen predictor de los movimientos de la inflación general, y de hecho subestimaría los cambios futuros de los precios dado que $|\hat{\beta}_h| > 1$. Este hallazgo es concordante con el resultado de testear la condición 1 de Marques et al.: el estimador del parámetro δ_1 del vector de cointegración es igual a $\hat{\delta}_1 = 1.428$, lo que permite rechazar que la inflación y la iS-BG comparten una tendencia estocástica con un coeficiente unitario. Sin embargo, esta medida si cumpliría las condiciones 2 y 3 de Marques et al, por lo que actuaría como un atractor de la inflación general y no se vería afectada significativamente por el componente volátil de los precios.

Para la medida de iS calculada con la optimización espectral de algoritmos genéticos (iS-AG), se obtienen resultados alentadores: (1) En la prueba de Cogley, los estimadores de α_h y β_h para $h = 12$ resultan $\hat{\alpha}_h = -.002$ y $\hat{\beta}_h = -1.036$. La hipótesis conjunta $\alpha_h = 0$, $\beta_h = -1$ no puede rechazarse a niveles de significancia convencionales, y el valor de $|\hat{\beta}_h| \approx 1$ sugiere que iS-AG actúa como un buen predictor de la tendencia futura de la inflación que no subestima ni sobreestima los shocks transitorios. (2) Para la condición 1 de Marques et al, los estimadores de δ_0 y $\hat{\delta}_0$ resultan $\hat{\delta}_0 =$

2.79×10^{-9} y $\hat{\delta}_1 = 1$ por lo que la hipótesis $H_0^{(1)}$ no puede ser rechazada a niveles de significancia convencionales, indicando que existiría una relación de largo plazo con coeficiente unitario entre iS-AG y la inflación general en Guatemala. (3) Se obtiene un estimador $\hat{\gamma} = -1.1301$ y se rechaza que $\gamma = 0$ a menos del 1 por ciento, señalando que la inflación general en Guatemala se revierte a la inflación subyacente iS-AG, una vez que los shocks transitorios de precios se disipan (condición 2 de Marques et al.). (4) Finalmente, el valor del estimador de φ es igual $\hat{\varphi} = -0.00024$ y la hipótesis $H_0^{(3)} : \varphi = 0$ no puede rechazarse a niveles de significancia convencionales, mostrando el cumplimiento de la condición 3 de Marques et al.: el componente volátil de los precios no influye sobre la tendencia de la inflación subyacente iS-AG.

5. -Conclusiones

Los resultados de esta investigación crean escepticismo acerca de la actual medida de inflación subyacente utilizada por el Banco de Guatemala. El rechazo de la condición de Cogley y la condición 1 de Marques et al sugieren que esta medida no actuaría como un buen predictor a mediano plazo de la dinámica futura de la inflación, ya que subestimaría los cambios de precios al subestimar el efecto de los shocks transitorios. En cambio, los resultados de calcular y testear una medida de inflación subyacente obtenida mediante la optimización espectral con algoritmos genéticos, permiten concluir que esta medida cumple las propiedades ideales de (i) ser un predictor insesgado de la inflación, (ii) compartir la tendencia estocástica de la inflación pero reducir la volatilidad de los precios, (iii) actuar como un atractor hacia el que se revierte la tendencia de la inflación al disiparse los shocks transitorios de precios y (iv) no verse afectada por la volatilidad de los precios.

En un esquema de metas de inflación explícitas, errores en la medición de la iS conducen a errores de política monetaria —que provoca una desaceleración del sector real o un incremento descontrolado de precios, disminuyendo la credibilidad de los bancos centrales—, por lo que es necesario que las autoridades monetarias cuenten con una o varias medidas de inflación subyacente que cumplan propiedades estadísticas ideales para orientar las decisiones de política. Los resultados de este estudio permiten concluir que la medida de iS propuesta excluye adecuadamente la volatilidad de los precios, por lo que puede ser empleada como un indicador

complementario para guiar y evaluar la política monetaria y garantizar la estabilidad de precios en Guatemala.

Referencias

1. Bencomo, Juan Carlos, Hugo J. Faria, Hugo M. Montesinos, José Roberto Rondón (2008). “Estimating Venezuela’s latent inflation”, International Business and Economics. Research Journal, Vol. 7 (April), Number 4, pp. 91-104.
2. Bryan, Michael F., Stephen G. Cecchetti (1993). “Measuring core inflation”. NBER Working Paper No. W4303.
3. Cardoso, Franz, Piero Villega, Carlota Estrella (2004). “Observations about the biology of octopus mimus (Cephalopoda: Octopoda) in the Peruvian coast”. Rev. perú. biol. 11 (1), pp. 45-50.
4. Clark, Todd (2001). “Comparing measures of core inflation”, Economic Review, issue Q II, p. 5-31.
5. Cogley, Timothy (2002). “A simple adaptive measure of core inflation”, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 34(1), pages 94-113, February.
6. Corbae, Dean, Sam Ouliaris, Peter C. B. Phillips (2002). “Band spectral regression with trending data”, Econometrica, Econometric Society, vol. 70(3), pages 1067-1109, May.
7. Corbae, Dean, Sam Ouliaris (2006). “Extracting cycles from nonstationary data”. In *Econometric Theory and practice: frontiers of analysis and applied research*, Edited by Dean Corbae, Steven N. Durlauf and Bruce E. Hansen. Cambridge University Press, 328 pp.
8. Darwin, Charles (1876). “The origin of species by means of natural selection, or the preservation of favoured races in the struggle for life”, Cambridge Library Collection, Cambridge University Press, 487 pp.
9. Dilão, Rui (2009). “From Charles Darwin to evolutionary genetic Algorithms”, Memóricas Da Academia das Ciências de Lisboa.

10. Engle, Robert F., Clive W. J. Granger (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, issue 2, p. 251-76.
11. Lamarck, Jean Baptiste Pierre Antoine de Monet de (1914). "Zoological philosophy", Cambridge Library Collection. Cambridge University Press. 410 pp.
12. Pedersen, M. (2009). "An alternative core inflation measure", *German Economic Review*, 10: 139–164.
13. Quah, Danny, Shaun P. Vahey (1995). "Measuring core inflation", *The Economic Journal*, Vol. 105, No. 432, pp. 1130-1144.
14. Rich, Robert, Charles Steindel (2007). "A comparison of measures of core inflation", *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, issue Dec, pages 19-38.
15. Le Bihan Hervé, Franck Sédilot (2002). "Implementing and interpreting indicators of core inflation: the case of France", *Empirical Economics* 27:473-497.
16. Marques, Robalo Carlos, Pedro Duarte Neves, Luis Morais Sarmento (2003). "Evaluating core inflation indicators", *Economic Modelling*, vol. 20(4), pages 765-775, July.
17. Pollock, D. S. G. (1999). "Handbook of Time Series Analysis, Signal Processing, and Dynamics", Elsevier Academic Press, 733 pp.
18. Shahiduzzaman, Md., M. Golam (2008). "Should Bangladesh monitor core inflation for conducting monetary policy?" Policy paper: 0803. Bangladesh Bank.
19. Schroeder (1999). "Astronomical optics", 2nd edition. Academic Press.
20. Wiesiolek, Piotr, Anna Kosior (2010). "To what extent can we trust core inflation measures?", The experience of CEE countries. Pages 297-323 in *Measurement of inflation and the philippine monetary policy framework*, Bank for International eds. vol. 49, Bank for International Settlements.
21. Wynne, Mark (1999). "Core inflation: a review of some conceptual issues", Working Paper Series No. 5, European Central Bank.
22. Zamora C., Mauricio, Alberto Olivares (2004). "Variaciones bioquímicas e histológicas asociadas al evento reproductivo de la hembra de octopus mimus (mollusca: cephalopoda)", *International Journal of Morphology*, vol.22, n.3, pp. 207-216.

Junta Monetaria

Edgar Baltazar Barquín Durán
Presidente

Julio Roberto Suárez Guerra
Vicepresidente

Miembros Titulares

Pavel Vinicio Centeno López
Ministro de Finanzas Públicas

Sergio de la Torre Gimeno
Ministro de Economía

Efraín Medina
Ministro de Agricultura, Ganadería y Alimentación

Luis Fernando Pérez Martínez
Electo por el Congreso de la República

Tulio René García Morales
Electo por las asociaciones
empresariales de comercio, industria y agricultura

Luis Rolando Lara Grojec
Electo por los presidentes de los consejos de administración
o juntas directivas de los bancos privados nacionales

José Rolando Secaida Morales
Electo por el Consejo Superior de la Universidad de San
Carlos de Guatemala

Miembros Suplentes

Luis Fernando Leal Toledo
Electo por las asociaciones empresariales de comercio,
industria y agricultura

Alvaro Joel Girón Barahona
Electo por el Consejo Superior de la Universidad de San
Carlos de Guatemala

Gabriel Biguria Ortega
Electo por los presidentes de los consejos de administración
o juntas directivas de los bancos privados nacionales

José Alejandro Arévalo Alburez
Electo por el Congreso de la República

Nota: Miembros titulares y suplentes que se encontraban ejerciendo sus
funciones al 30 de junio de 2012

Banco de Guatemala

AUTORIDADES

Edgar Baltazar Barquín Durán
Presidente

Julio Roberto Suárez Guerra
Vicepresidente

Sergio Francisco Recinos Rivera
Gerente General

Oscar Roberto Monterroso Sazo
Gerente Económico

Rómulo Oswaldo Divas Muñoz
Gerente Financiero

Antonieta Gutiérrez Escobar
Gerente Administrativo

Leonel Hipólito Moreno Mérida
Gerente Jurídico

Funcionarios Superiores

Johny Rubelcy Gramajo Marroquín
Director
Departamento de Análisis Macroeconómico y Pronósticos

Carlos Oswaldo Mirón Contreras
Subdirector
Departamento de Análisis Macroeconómico y Pronósticos

Eddy Roberto Carpio Sam
Subdirector
Departamento de Análisis Macroeconómico y Pronósticos

Juan Carlos Castañeda Fuentes
Director
Departamento de Investigaciones Económicas

Carlos Eduardo Castillo Maldonado
Subdirector
Departamento de Investigaciones Económicas

Otto René López Fernández
Director
Departamento de Estadísticas Macroeconómicas

Fernando Wladimir Danilo Estrada Pérez
Subdirector
Departamento de Estadísticas Macroeconómicas

Pablo Antonio Marroquín Fernández
Director
Departamento de Análisis de Estabilización Financiera

Waleska Marilú García Corzo
Subdirector
Departamento de Análisis de Estabilización Financiera

Jorge Vinicio Cáceres Dávila
Director
Departamento de Ejecución de Política Monetaria, Cambiaria y Crediticia

Juan Manuel Meléndez Godínez
Subdirector
Departamento de Ejecución de Política Monetaria, Cambiaria y Crediticia

Edgar Rolando Lemus Ramírez
Director
Departamento Internacional

Víctor Manuel Vásquez García
Subdirector
Departamento Internacional

Byron Leopoldo Sagastume Hernández
Director
Departamento de Contabilidad y Sistema de Pagos

Marco Antonio de Jesús Folgar Chapetón
Subdirector
Departamento de Contabilidad y Sistema de Pagos

William Ariel Cano Hernández
Subdirector
Departamento de Contabilidad y Sistema de Pagos

Erick Prado Carvajal
Director
Departamento de Emisión Monetaria

Jorge Arturo Rivera Méndez
Subdirector
Departamento de Emisión Monetaria

José René Lorente Méndez
Asesor II
Planificación y Desarrollo Organizacional

Ariel Rodas Calderón
Director
Departamento de Tecnologías de Información

Byron Saúl Girón Mayén
Subdirector
Departamento de Tecnologías de Información

Mario Roberto León Ardón
Subdirector
Departamento de Servicios Administrativos y Seguridad

Ericka Contreras Herrera de Franco
Subdirector
Departamento de Servicios Administrativos y Seguridad

Walter Emilio Barrios Guevara
Subdirector
Departamento de Servicios Administrativos y Seguridad

Jorge Aníbal Del Cid Aguilar
Director
Departamento de Análisis de Riesgo de Reservas Monetarias Internacionales

Ivar Ernesto Romero Chinchilla
Director
Departamento de Comunicación y Relaciones Institucionales

Salvador Orlando Carrillo Grajeda
Director
Departamento de Recursos Humanos

Juan Carlos Estrada Calvillo
Subdirector
Departamento de Recursos Humanos

Gerardo Noél Orozco Godínez
Asesor III
Asesoría Jurídica

César Augusto Martínez Alarcón
Asesor III
Asesoría Jurídica

Fernando Villagrán Guerra
Asesor II
Asesoría Jurídica

Erwin Roberto Camposeco Córdova
Auditor Interno

Marco Antonio Mejía Villatoro
Subauditor Interno

Maynor Augusto Ambrosio Higueros
Asesor II
Oficialía de Cumplimiento

Armando Felipe García Salas Alvarado
Secretario
Junta Monetaria

Aníbal García Ortiz
Subsecretario
Junta Monetaria

Nota: Autoridades y Funcionarios Superiores que se encontraban ejerciendo sus funciones al 30 de junio de 2012.

Red nacional de Bibliotecas del Banco de Guatemala

Ciudad Guatemala

- 1) Biblioteca Central
7^a. avenida, 22-01, zona 1
- 2) Parque Colón
8^a. calle, entre 11 y 12 avenidas, zona 1
- 3) Instituto “Dr. Carlos Federico Mora”
Calzada San Juan, 32-50, zona 7
Colonia Centroamérica
- 4) Parque Navidad
32 avenida y 23 calle, zona 5
(Diagonal 34)

Amatitlán

- 5) 5^a. calle y 4^a. avenida, esquina
Barrio La Cruz

Villa Canales

- 6) 8^a. calle, 2-64, zona 1

San José Pinula

- 7) 1a. calle, 4-30, zona 2
Edificio municipal

Santa Catarina Pinula

- 8) Edificio municipal
1a. calle, 5-50, zona 1

Alta Verapaz

Cobán

- 9) Calzada Rabín Ajau, zona 11
Salida a Chisec
Instituto de la Juventud y el Deporte

Cobán

- 10) 1^a. calle, 5-24, zona 2

Baja Verapaz

Rabinal

- 11) 4a. avenida, 2-37, zona 3

Salamá

- 12) 5^a. avenida, 6-21, zona 1

Chimaltenango

- #### San Martín Jilotepeque
- 13) Plaza Central, frente a municipalidad

Patzún

- 14) 3a. calle, 5-48, zona 1

Chimaltenango

- 15) 2^a. avenida, 2-20, zona 3, nivel 2

Zaragoza

- 16) 7a. avenida Norte, No. 3
Frente al parque Central

Guatemala

Chiquimula

- #### Quezaltepeque
- 17) 3a. calle y 2^a. avenida, zona 2

Ipala

- 18) 3a. avenida, 1-61, zona 4
2^o. nivel, Supervisión Educativa

Olopa

- 19) A un costado del parque Central

Chiquimula

- 20) 6^a. avenida, 3-00, zona 1, nivel 2
Edificio municipal

El Progreso

Guastatoya

- 21) Avenida Principal

Morazán

- 22) Barrio Concepción

El Jícaro

- 23) Calle Principal, barrio El Centro
Edificio municipal, nivel 2

Escuintla

Tiquisate

- 24) 4a. calle, zona 1
Edificio municipal

Escuintla

- 25) 3^a. avenida, 3-63, zona 1

Puerto San José

- 26) Edificio Banco de Guatemala
Avenida de “El Comercio”

Santa Lucía Cotzumalguapa

- 27) 5a. calle, 3-39, zona 1

Huehuetenango

San Antonio Huista

- 28) Cantón Central

Huehuetenango

- 29) 4^a. calle, 5-07, zona 1

Izabal

Puerto Barrios

- 30) 7^a. calle y 8^a. avenida, esquina, zona 1
parque “José María Reyna Barrios”

Los Amates

- 31) Edificio municipal, Los Amates

Jalapa

Jalapa

- 32) Calle “Tránsito Rojas”
5-46, zona 6, nivel 2

San Luis Jilotepeque

- 33) Edificio municipal
Barrio El Centro

Banco de Guatemala

Jutiapa

Asunción Mita

34) Edificio Fundabiem
A un costado del parque Central

El Progreso

35) Calle Principal y Avenida Achuapa
Casa de la Cultura

Petén

Melchor de Mencos

36) Barrio El Centro

San Francisco

37) A la par del Puesto de Salud

San Luis

38) Barrio El Centro,
frente a Posada San Antonio

San Benito

39) 5a. avenida, entre 8a. y 9a. calles, zona 1

Quetzaltenango

El Palmar

40) Edificio de la Cruz Roja

Coatepeque

41) Barrio San Francisco (a un costado de la línea férrea)

Quetzaltenango

42) 12 avenida, 5-12, zona 1

Quiché

Pachalum

43) Calle Las Flores

Santa Cruz del Quiché

44) 3a. calle, 4-00, zona 5

Canillá

45) Frente al edificio municipal

Retalhuleu

Champerico

46) Avenida del Ferrocarril
A un costado del parque Central, nivel 2

Retalhuleu

47) 6a. avenida, 6-18,
zona 1, nivel 2

Sacatepéquez

Antigua Guatemala

48) Portal Las Panaderas
5a. avenida Norte, No. 2, nivel 2

Sumpango

49) 0 avenida, 1-18, zona 3
Frente a municipalidad

San Marcos

San Marcos

50) 9a. calle, 7-54, zona 1

Malacatán

51) Instituto Experimental de
Educación Básica con Orientación
Industrial y Magisterio
3a. avenida, entre 1a. y 2a. calles,
zona 1, colonia El Maestro

San Pablo

52) Edificio municipal, frente al parque Central

Tecún Umán

53) 1a. avenida, entre 3a. y 4a. calles,
zona 1, local del Banco de Guatemala

Santa Rosa

Chiquimulilla

54) 1a. calle B y 2a. avenida, zona 1
Edificio municipal

Barberena

55) 4a. calle y 4a. avenida, zona 1

Guazacapán

56) Barrio San Miguel Centro
Edificio municipal

Cuilapa

57) 4a. calle, 1-51, zona 4
Barrio La Parroquia
Centro de Atención Integral

Sololá

58) 7a. avenida, 8-72,
zona 2, nivel 2
Banco G&T

Suchitepéquez

Mazatenango

59) 7a. calle, 3-18, zona 1

Totonicapán

60) 7a. avenida y 5a. calle,
zona 1, nivel 2

Zacapa

61) 4a. calle, 14-32,
zona 1, nivel 2

Gualán

62) Barrio El Centro
Edificio municipal, nivel 2

Estanzuela

63) 1a. calle, 2-00, zona 1

Río Hondo

64) 6a. calle, 2-43, zona 1
Barrio El Centro
frente a municipalidad



(15 de septiembre, 1907 - 6 de abril, 1975)

Fragmento de discurso de inauguración del
Banco de Guatemala, por el
Doctor Manuel Noriega Morales
(pronunciado el 1 de julio de 1946)

“Desde el nacimiento mismo del Ministerio de Economía, que se debe a la certera visión de los miembros de la ex-Junta Revolucionaria de Gobierno, la idea de la reforma monetaria y bancaria del país cobró aliento. Los magnos problemas de la economía nacional, descuidados a través de tantos regímenes autocráticos, reclamaban solución al entrar nuestra patria a los cauces de una vida democrática, inspirada sinceramente en el deseo de mejorar las condiciones económicas y sociales de Guatemala. Gobernantes anteriores decían amar a su pueblo, pero lo mantenían en la miseria, no obstante tener recursos monetarios y recursos fiscales para procurar, por medio de instituciones crediticias o de fomento a la producción, elevar el nivel de vida de la población guatemalteca.”

Banco de Guatemala



